Draft version November 25, 2026 年使用 LaTeX 双栏样式排版，采用 AASTeX7.0.1

arXiv:2611.32656v1 [astro-ph.SR] 24 Nov 2026

利用 Gaia XP光谱约束 FGK 矮星的双星比例和质量比分布：金属丰度、 α 元素及年龄依赖性

Yinuo Zhang [1,2], Zexi Niu [2,1], Haibo Yuan [3], Ning-Chen Sun [2,1,4], Jia-Hui Wang [1,2], César Rojas-Bravo [2,1] and Jifeng Liu [1,2,4,5]

[1] National Astronomical Observatories, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, People's Republic of China
[2] School of Astronomy and Space Science, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, People's Republic of China
[3] Department of Astronomy, Beijing Normal University, 19th Xinjiekouwai Street, Haidian District, Beijing, People's Republic of China
[4] Institute for Frontiers in Astronomy and Astrophysics, Beijing Normal University, Beijing 102206, People's Republic of China
[5] New Cornerstone Science Laboratory, National Astronomical Observatories, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100012, People's Republic of China

摘要

我们利用应用于合成 Gaia XP测光和 LAMOST DR9 恒星参数的恒星序列离群值（SLOT）方法，研究了 1 千秒差距范围内约 200,000 颗 FGK 矮星的双星比例和质量比分布。通过对相对于依赖金属丰度的单星序列的非对称颜色残差进行建模，我们测量了双星比例 f_b，并约束了高质量比 q下质量比分布的幂律斜率 $\gamma_{\mathrm{large\,q}}$。较高的金属丰度与更陡峭（更负的） $\gamma_{\mathrm{large}q}$相关，表明低质量比系统所占比例更大。对于 α元素，在薄盘主导子样本中， [Mg/H] 与 [Si/H] 均与 f_b 呈负相关；相反，在薄盘主导子样本中， [Ca/H] 与 f_b 呈正相关。在厚盘主导子样本中，未发现 f_b 与 α元素丰度之间存在相关性。薄盘族群中的双星比例随着年龄增长而略有增加，这一趋势可能反映了其与化学组成之间潜在的相关性。我们的结果揭示了化学组成和动力学过程如何塑造太阳型恒星的双星性质。

1. 引言

绝大多数恒星都存在于双星或更高阶的多星系统中（例如，S. P.Goodwin & P. Kroupa2005；G. Duchˆene& A.Kraus 2013）。全面理解双星系统对于许多天体物理学领域。双星相互作用会改变组成星的演化路径，并产生丰富多样的奇异结果（Z.-W. Han 等人 2020；X. Chen 等人 2024；H. Sana 等人 2012 及其中的参考文献；针对 O 型恒星的定量结果不能直接应用于本文所研究的 FGK 恒星群），包括 Ia型超新星（例如，Z.-W. Liu 等人 2023）、核心坍缩超新星（例如，D. Souropanis 等人 2026；Z. Niu 等人 2026）、千新星（例如，B. D.Metzger2020）、短时伽马射线暴（例如，E. Berger2014）、X射线双星（例如，B. E. Tetarenko 等人 2016）、激变变星（例如，B. Warner 1995）以及许多其他天体。它们在星系化学演化中也发挥着重要作用（例如，A.Arcones & F.-K. Thielemann 2023）以及引力波源（例如，R. Abbott 等人 2023）。

双星系统的表征依赖于一组基本统计性质：双星比例 f_b、轨道周期的分布 P、质量比q和轨道偏心率 e（G. Duchˆene &A. Kraus2013）。其中，双星比例是恒星形成与演化的关键诊断指标，可为恒星种群合成模型提供重要约束（M. Moe与R. Di Stefano（2017）；Z.-W. Han et al. 2020年；S.S. R. Offner etal. 2022；X. Chenet al. 2024）。另一方面，质量比分布反映了配对机制、随后发生的动力学解体以及双星相互作用（P. Kroupa1995；A. A.Tokovinin2000；H.Sanaetal. 2012；K.El-Badryet al. 2019）。双星比例、质量比分布与 q 恒星类型、化学组成或其他双星参数之间的相关性，因而为双星种群的演化历史提供了宝贵线索。

过去几十年来，得益于各种探测技术，双星巡天得到了大幅扩展。经典的目视方法（P. P. Eggleton 等人 1989年；W. I. Hartkopf 等人 1996年）也得到了以下方法的补充：

通讯作者：Zexi Niuniuzexi@ucas.ac.cn

对径向速度（RV）变化进行光谱监测（C. Badenes 等人 2018年；Z.-J. Tian 等人 2018年；C. N. Mazzola 等人 2020年），以及通过光谱拟合识别伴星成分（A. Rebassa-Mansergas 等人 2007年；K. El-Badry 等人 2018年；B. R. Roulston 等人 2020年；M. Xiang 等人 2021年；J. Li 等人 2025年）。测光巡天利用了食双星（EB）（M. Moe & R. Di Stefano 2013年；M. Pawlak 等人 2016年；I. Soszyński 等人 2016年；A. J. Drake 等人 2017；A. N. Heinze 等人 2018年；T. Jayasinghe 等人 2019；X. Chen 等人 2020年），此外，共自行运动（K. El-Badry & H.-W. Rix 2019；Z. D. Hartman & S. Lépine 2020年）、长基线干涉测量（H. Sana 等人 2014年；J. Ordoñez-Toro 等人 2024年）以及颜色–星等图或颜色–颜色图中的偏离（C. Liu 2019；H. Yuan等（2015b）；Z. Niu等（2021b））也已证明十分有效。这些互补的方法推动了跨越不同恒星族群的大规模统计研究。

这些研究已形成一个一致的图景：在类太阳（FGK）恒星中，双星比例随主星质量增加而升高，并且与金属丰度呈反相关（D. Raghavan等；H. Yuan等（2015b）； C. Badenes；M. Moe； C. N. Mazzola 等人； Z. Niu等（2021b））。质量比分布通常采用两种方式之一进行建模：分段幂律，并包含近等质量（“双生”）系统的超额（M. Moe与R. Di Stefano（2017）；K. El-Badry），或采用单幂律。越来越多的证据表明 q 取决于主星质量、轨道周期和间距，并且C. Liu（2019）报告称，与 q 和 [Fe/H]之间可能存在非单调关系。

尽管取得了这些进展，仍有几个重要问题尚待解决。双星比例与 α元素丰度之间的联系尚未得到充分探索，现有研究也未能达成共识。C. N. Mazzola 等人(2020年发现近距离双星比例与 α 丰度之间存在显著负相关，而Z. Niu 等人(2021b年)报告称，其平均 $[\alpha/\mathrm{Fe}]$ 呈现正相关趋势，但这一趋势在厚盘恒星中消失。双星比例与恒星年龄之间的关系也鲜有研究，因为长期以来，要为大规模、均质的双星样本获得可靠年龄一直颇具挑战。此外，以往的质量比分析主要依赖光谱学或星团成员，这限制了样本规模和所涵盖的恒星群体；q 是否与金属丰度相关，仍需后续研究进一步确认。

我们通过构建于恒星序列离群值（SLOT）方法（H. Yuan等（2015b）；Z. Niu等（2021b））来处理这些问题。SLOT技术根据未分辨多星系统相对于单星序列所产生的不对称颜色残差来推断双星比例，并且特别适用于大规模测光巡天，因为它对轨道周期、偏心率和视角的分布相对不敏感，也不需要多历元观测。在本研究中，我们将由LAMOST低分辨率光谱学（X.-Q. Cui et al. 2012；G. Zhaoetal. 2012；L.-C.Denget al.2012；A.-L.Luo et al.2015）得到的恒星参数，与最先进的Gaia XP合成测光的测光精度（盖亚合作组等 2023）相结合，对FGK场矮星中的双星比例和质量比分布开展系统研究。与以往的实现相比，我们的分析覆盖了更大的样本体积，具备更高的测光精度，并同时探究金属丰度、各个 α 元素和年龄的依赖关系。

本文结构安排如下。第2节介绍本研究所用的数据集及数据筛选流程。第3节详细介绍研究方法。第4节展示各个子样本的结果。第5节将我们的结果与以往研究进行比较，并讨论其意义及可能存在的局限。第6节总结主要发现并探讨未来工作。

2. 数据

2.1. *Gaia DR3*

Gaia是由欧洲空间局（ESA）运行的一项全球空间天体测量任务（Gaia Collaborationet al. 2016）。第三次数据发布（DR3）于2022年6月发布（GaiaCollaboration et al. 2023）。除为1.46 billion个源提供天体测量解（天球位置、视差和自行）外，Gaia DR3还为超过1 *G.8 billion*个源提供宽波段测光，其中1.54 billion个源具有宽带 BP 星等，另有1.55 billion个源具有宽带 RP 星等，极限星等达到$G \approx 21$ 星等。DR3的一项革命性特点是提供来自蓝光和红光光度计（$R \approx 50$）的低分辨率（BP/RP）光谱，统称为XP光谱[6]。这些光谱覆盖330 − 1020nm的波长范围，约2.2亿个源获得了这些光谱。关于XP光谱及其实际应用的详细说明见Gaia Collaboration et al.(2023)。

我们采用了由B. Huang（2024）[7], 提供的Gaia XP光谱测光定标，该定标将Gaia XP光谱中的系统误差校正至

[6] https://gaia.aip.de/[7] https://github.com/HiromonGON/GaiaXPcorrection/blob/main/GaiaDR3XPspectracorrectionV1/readme

1%–2%的内部精度。应用校正取决于 $BP-RP$、 G 和红化 $E(B-V)$，并在 $-0.5 < BP-RP < 2$ 星等、$3 < G < 17.5$星等和 $E(B-V) < 0.8$星等范围内得到验证。对于每颗恒星，我们根据定标后的XP光谱合成 BP、 G和 RP 星等。我们将样本限制为质量标志`Caution` 为`[0 0 0]`, `[0 0 1]`或 `[0 0 2]`的源。根据B. Huangetal.（2024），这些数值表明校正处于正常范围内，因此得到的测光结果是可靠的。

我们采用 R.Zhang &H. Yuan （2023年）[8], 所给出的消光系数。该研究通过结合从远紫外到中红外的多波段测光，构建了经验中值红化模型：GALEX（D. C. Martin et al. 2005年）、PanSTARRS（K. Chambers & Pan-STARRS团队 2018年）、Gaia EDR3（Gaia合作组等 2021）、SDSS（S. Alamet al.2015）、2MASS（M. F. Skrutskie et al. 2006）和 WISE（E.L. Wright et al.2010），以及 LAMOST DR7 光谱[9]。所得消光系数取决于有效温度 $T_{\rm eff}$ 和 $E(B-V)$，并且主要适用于 $E(B-V)$ 范围为 0.0–0.5 星等、温度范围为 4000–10,000 K 的情况。

在我们的研究中，我们将校准并去红化后的 XP 光谱与 Gaia滤光片轮廓[10]卷积，生成合成的 $BP/G/RP$ 波段星等。本文使用的所有 Gaia测光星等（BP、 G、 RP）及其对应误差（σ_{BP}、 σ_G、 σ_{RP}）均指根据 Gaia XP光谱合成的数据。

我们采用C. A. L. Bailer-Jones 等人（2021）的距离数据。他们通过结合 Gaia EDR3（盖亚合作组等人, 2021）视差与三维银河模型，为 14.7 亿颗恒星计算了距离后验分布。在本研究中，我们始终采用该星表中的中位几何距离估计。距离不确定度取C. A. L. Bailer-Jones 等人（2021）提供的后验分布第 84 百分位数与第 16 百分位数之差的一半。按照他们的图 18，我们保留满足以下条件的源：$d/\sigma_d > 20$。

2.2. *LAMOST* 低分辨率光谱

大天区面积多目标光纤光谱望远镜（LAMOST）是一台配备4米口径反射式施密特望远镜的 5° 视场望远镜，能够同时获取4,000个目标的光谱（X.-Q. Cui 等 2012；G. Zhao 等，2012；L.-C. Deng 等，2012；A.-L. Luo 等，2015）。其第九次数据发布（DR9）[11] 包含约1,000万条于2012年至2021年间获得的低分辨率光谱。

我们采用了 M. Zhang 等（2025）近期发布的恒星标签增值星表。该星表基于应用于 LAMOST DR9 低分辨率光谱的数据驱动 Payne（DD-Payne）算法构建，为 640 万颗 FGK 型恒星提供了大气参数（$T_{\rm eff}$、$\log g$ 和 [Fe/H]），并为其中 360 万颗恒星提供了 22 种元素的[X/Fe] 。该底层模型基于 LAMOST 光谱训练，其精确标签取自 APOGEE DR17 或 GALAH DR3；对于轻于锶（Sr）的元素，典型不确定度分别为 ~ 30 K（ $T_{\rm eff}$ 中的温度）、 ~ 0.07 dex （$\log g$）以及 ~ 0.05 dex（丰度）（M. Zhang 等，2025）。从该星表中，我们采用 $T_{\rm eff}$、$\log g$ 和[Fe/H]„ 以及五种 α过程元素：镁、硅、钙、碳和氧。这五种元素丰度的典型不确定度分别为 0.03、0.06、0.03、0.11 和 0.05 dex。我们进一步对 [Fe/H] 应用了依赖温度的修正（Z. Niu 等人，2023）。由于温度为 $T_{\rm eff} < 4800$ K 的恒星的 [X/Fe] 估计值存在较大误差，我们在分析 α过程元素丰度和双星性时排除了这些温度较低的源（见第 4.2 节）。为排除 [X/Fe]测量值可能不可靠的恒星，我们对光谱拟合质量参数应用了 3σ 截断（见 M. Zhang 等（2025）的表3）。

J.-H. Wang等人（2025）将基于 XGBoost 算法的数据驱动模型应用于 LAMOST 低分辨率光谱，以估算矮星的恒星年龄。他们使用年龄已知的宽双星训练模型，并辅以疏散星团成员。由此生成的星表提供了约 400 万颗 LAMOST 矮星的光谱年龄。本文采用他们的年龄估算结果。

2.3. 样本构建

本文的样本构建遵循Z. Niu 等人（2021b年）所述的流程。我们对上述数据集进行交叉匹配，并施加下文总结的质量限制。

对于 Gaia 数据：

1. BP 波段平均流量与误差之比 > 100。
2. G 波段平均流量与误差之比 > 100。
3. RP 波段平均流量与误差之比 > 100。

[8] https://github.com/vnohhf/XPExtinction Toolkit[9] https://www.lamost.org/dr7/v2.0/[10] Gaia DR3 通带: https://www.cosmos.esa.int/web/gaia/edr3-passbands#

[11] https://www.lamost.org/dr9/v1.0/

4. 光度处理模式 = 0。5. 重复源=False。6. BP/RP 光度超额因子 phot bp rp excess factor：已移除离群值。

对于 LAMOST 数据：

1. g 波段的信噪比（S/N）/N$_g$大于 20。2. 金属丰度 [Fe/H] ≥ -1.0 dex。

对于空间位置：

1. $E(B-V) < 0.05$星等，根据D. J. Schlegel 等人(1998) 的尘埃消光图。
2. 银纬 $|b| > 20°$。3. 距离银河盘的垂直距离$|Z| > 0.2$千秒差距。4. 距离 $d \leq 1$千秒差距。

该光度 bp_rp 超额因子由 Gaia DR3 星表得出，我们按照Z. Niu 等人(2021b年) 采用相同的标准剔除离群值。我们将样本限制在 $|Z| > 0.2$ 千秒差距以内，以尽量减少D. J. Schlegel 等人(1998) 红化图中的消光相关系统误差，因为大部分尘埃都集中在银河系薄尘埃盘中，该盘在太阳邻域的尺度高度为 ~ 60pc（参见R. Zhang 等人 2026的表1）。由于未分辨多星系统比颜色相同的单星更亮，因此在星等限制样本中，它们可以在更远的距离被探测到。为减轻这一偏差，我们将样本限制在 $d \leq 1$千秒差距以内。不过，我们指出，这一距离筛选只能减轻而不能消除偏差，因为我们的样本仍受星等限制（主要通过 Gaia 的流量与误差比筛选和 LAMOST 信噪比筛选），而且在接近暗端星等极限时，未分辨双星仍更容易被保留。因此，我们在第5.2节评估距离依赖的不完备性可能造成的影响。

根据 Kiel 图（log g 相对于 $T_{\rm eff}$），我们选取主序（MS）恒星。遵循 Z. Niu 等人（2021b年）的方法，从按 [Fe/H]分箱的颜色—绝对星等图（CMDs）中筛选出主序转折（MSTO）恒星。

我们利用 PARSEC 单星等时线[12] （A. Bres- san 等, 2012）针对 FGK 矮星推导出质量与颜色之间依赖于金属丰度的关系，其中 [Fe/H] 按 0.1 dex 的间隔分箱。我们根据插值关系对样本中的恒星质量进行了粗略估算。在第3.1节所述的模拟步骤中，也使用了相同的插值关系。

由于 $BP-RP$ >1.4 星等处红色源稀少，且在移除 MSTO 恒星的同时，也剔除了 $BP-RP < 0.8$星等处的双星分支，因此我们将在颜色范围为 $0.8 \leq BP-RP < 1.4$星等的样本上进行双星估计。该样本包含 181,011 颗恒星。

样本中恒星参数的分布如图1所示。通过采用黑线所示的经验切分，在 [Fe/H]-[α/Fe] 平面中对薄盘和厚盘恒星进行分组，并在我们的星表中标记。

除用于双星性估计的样本外，我们还构建了一个用于拟合恒星轨迹的训练样本。为确保恒星轨迹代表单星序列，我们在按金属丰度分箱的CMD上大致剔除了双星分支。由于双星系统中的次星通常颜色更红，我们补充加入了M型矮星，以改善对恒星轨迹红端的约束。M型矮星来自D. Qiuetal. (2024的星表，并按照上述针对FGK矮星所述的相同流程进行处理，仅作了少量修改：LAMOST光谱的信噪比筛选基于 i 波段，而不是g 波段，因为 i波段的通量更能代表M型矮星。完整训练样本包括164,470颗FGK矮星和9,908颗M型矮星。

3. 方法

3.1. *SLOT*概述

SLOT方法是一种用于在大规模光度样本中识别光度学上可探测的未分辨双星的双星比例的方法（H. Yuan等（2015b））。对于光度学上未分辨的双星，其综合色彩比单星主星更红，导致这些系统偏离颜色-颜色空间中的单星序列。因此，同时包含单星系统和双星系统的样本会呈现颜色残差的非对称分布。通过对这一非对称尾部进行建模，即可推导出双星比例。SLOT方法无需对轨道方向或多历元变异作出假设，并且对轨道周期和偏心率分布相对不敏感。此外，该方法既不需要多历元观测，也不需要耗时的光谱观测，因此与覆盖广泛恒星参数范围的大规模巡天数据高度兼容。

[12] https://stev.oapd.inaf.it/cgi-bin/cmd

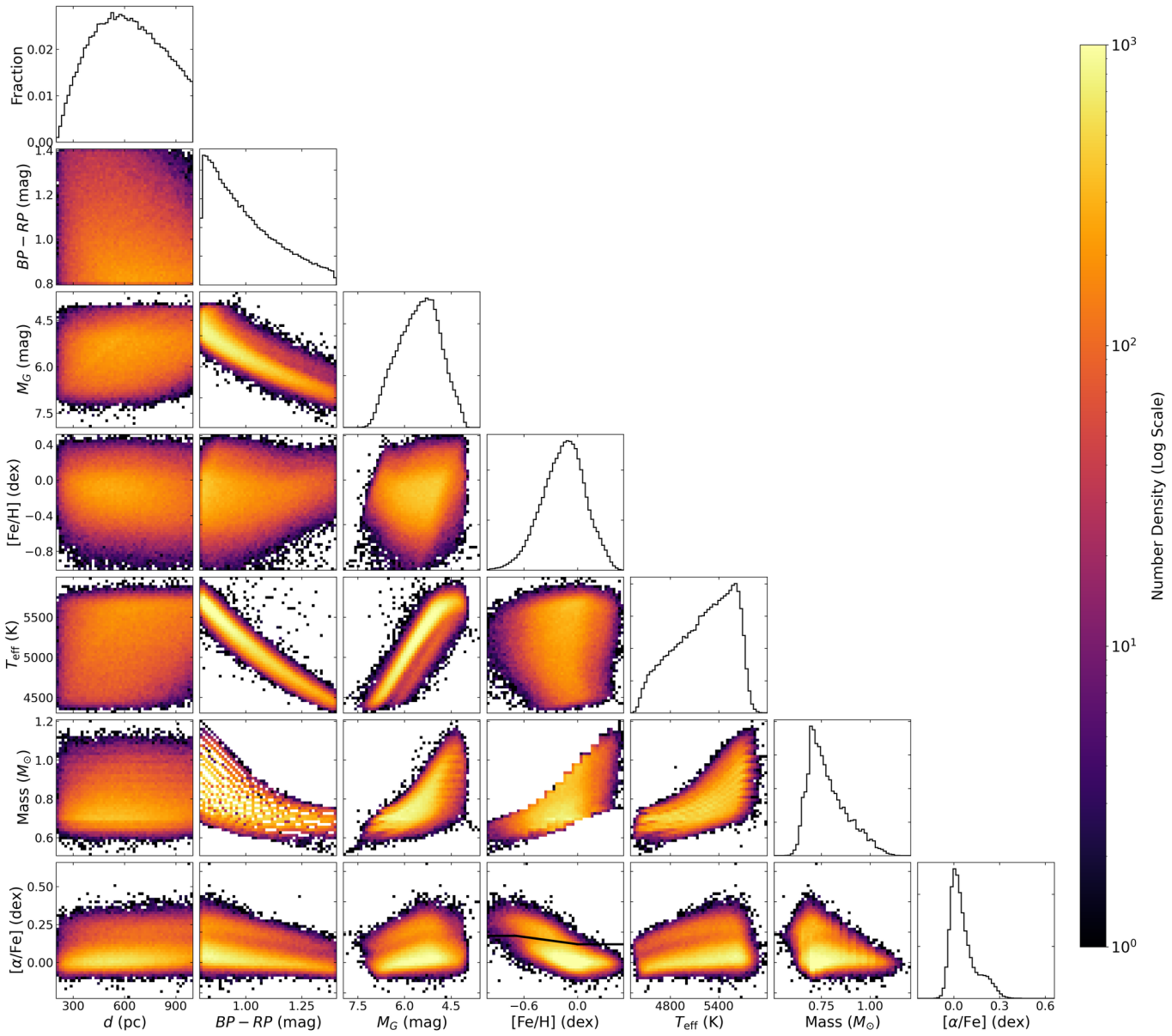

图1。 二维直方图展示了我们样本中恒星参数的联合分布。所示参数包括：距离、合成 $BP - RP$ 颜色、绝对 G 星等、 [Fe/H]、$T_{\rm eff}$、质量、 [α/Fe]。 α过程元素丰度[α/Fe] 是镁、硅、钙和钛元素的加权算术平均值。厚盘恒星与薄盘恒星之间的间隔由 [Fe/H]-[α/Fe] 面板中的黑线标示。

在H. Yuan等（（2021b年）中，SLOT方法被应用于来自SDSS Stripe 82区域的14,650颗恒星样本，使用SDSS测光数据以及来自SDSS和LAMOST巡天的光谱信息。Z. Niu 等人（2021b年）随后将该方法调整为适用于Gaia测光巡天数据。利用Gaia ERD3宽带测光，他们研究了86,141颗GK矮星中双星比例对[Fe/H]和 α-过程元素丰度的依赖性。在此基础上，我们利用了精

利用Gaia合成测光研究扩展恒星样本的双星比例。

图2 展示了工作流程。总体而言，我们遵循 Z. Niu 等人 (2021b年) 的方法，关键区别在于，我们通过经验方法确定质量比的分布，而不是采用固定形式。

简而言之，我们构建了两个模拟数据集：一个完全由单星组成（“单星集”），另一个完全由双星系统组成（“双星集”）。对于每个天体，随机误差（σ_{BP}、 σ_G、σ_{RP} 和$\sigma_{\rm [Fe/H]}$）均从正态分布中抽取；带有

附加误差的量用上标 ′表示。对于模拟单星集，我们采用第3.2.1节推导出的单星金属丰度相关恒星轨迹。在生成模拟双星集时，我们采用 M. Moe & R.Di Stefano (2017) 和K. El-Badry 等人(2019) 所使用的质量比分布形式。该分布的幂律斜率被视为自由参数，并通过最小化χ^2来进行经验确定，详见第3.3节。正如 Z. Niu 等人 (2021b年) 所指出的，颜色中的系统零点误差 $\sigma_{\mathrm{ZP、sys}}$ 预计会显著小于独立涉及两个波段的σ_{ZP} ，且其随 G波段星等而变化。我们遵循 Z. Niu 等人(2021b年) 所描述的相同经验程序，利用红巨星支（RGB）恒星估计 $\sigma_{\mathrm{ZP、sys}}$ 。该估计的详细说明见附录 B。

为确定双星比例 f_b，我们通过调整模拟单组和双星集的相对权重，拟合观测到的颜色残差分布。观测残差分布的不确定性 σ_{obs}通过自助法重采样进行量化。我们使用在`emcee`软件包（D. Foreman-Mackeyet al. 2013）中实现的马尔可夫链蒙特卡洛（MCMC）方法进行拟合，优化方程（1）中定义的似然函数。尽管如第3.2节所述，用于构建恒星轨迹的训练样本中已基本去除了双星分支，但仍存在低质量比双星污染，并导致拟合的恒星轨迹出现系统偏移（见图3）。因此，MCMC 拟合包含两个自由参数： f_b 和系统偏移 $\mu_{\circ}$ 对 f_b 采用区间 $(0,1]$, 内的均匀先验，而 μ 则限制在范围（-3， 0] 毫星等。

$$\ln \mathcal{L}(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_i \left(\frac{(N_{\mathrm{i,model}}(\theta) - N_{\mathrm{i,obs}})^2}{\sigma^2_{\mathrm{i,obs}}} + \ln\left(2\pi\sigma^2_{\mathrm{i,obs}}\right) \right) \tag{1}$$

我们首先在 [Fe/H] 空间中划分样本，分别处理薄盘和厚盘族群。这是为了研究双星比例随金属丰度的变化，更重要的是，约束跨越 [Fe/H] 的不同恒星子样本的质量比分布形式。

在通过实证为每个区间确定了适当的质量比率分布后，我们随后聚焦于两个具有不同金属丰度的子样本：近太阳金属丰度（[Fe/H] $= 0.00 \pm 0.05$dex）和中等贫金属（[Fe/H] $= -0.5 \pm 0.05$dex）。对于这些子样本，我们考察 α过程丰度（镁、硅、钙、碳和氧）与双星比例之间的关系。通过将 [Fe/H], 限制在较窄的范围内， [的影响从整体金属丰度的影响中分离出了 α过程元素丰度对双星性的影响。

3.2. 恒星轨迹

我们使用第 2.3 节所述的训练样本，推导金属丰度依赖的恒星轨迹。我们将颜色 $BP - RP$ 和金属丰度 [Fe/H] 作为自变量，并将颜色 BP –G 以及绝对 G波段星等 M_G 拟合为这两个参数的函数。拟合过程在 ($BP - RP$, [Fe/H]) 的均匀二维网格上迭代进行，并在每次迭代中通过 3σ 裁剪拒绝离群值。

值得注意的是，并非所有通过 SLOT方法检测到的双星系统都预计会发生相互作用。关于潜在相互作用系统比例的估计见第 5.2节。

3.2.1. *Metallicity-dependent color-color loci*

我们遵循B. Huang 等人（2025）拟合恒星颜色-颜色轨迹的方法。拟合函数的形式见公式（2），其中 x 和 y 分别表示 $BP-RP$和 [Fe/H], ，且 $k = -5.25$。项 f_1 和 f_3 的拟合系数列于表1中。正如B. Huang 等人（2025）所指出的，我们的矮星样本涵盖了广泛的颜色范围，这使得使用低阶多项式实现毫星等级精度颇具挑战。因此，我们通过插值而非全局多项式拟合获得颜色相关项f_2 ；其数值列于附录2 的表A中。

$$\begin{aligned} f_1 &= (a_1x^3 + a_2x^2 + a_3x + a_4) \times (y^3 - 3ky^2 + 3k^2y), \\ f_2 &= b_1x^5 + b_2x^4 + b_3x^3 + b_4x^2 + b_5x + b_6, \\ f_3 &= c_1y^2 + c_2y + c_3, \\ BP - G &= f_1 + f_2 + f_3. \end{aligned} \tag{2}$$

图3 和图4 展示了训练样本中FGK 矮星的拟合残差随 $BP - RP$、 [Fe/H]、 G以及 E（$B - V$）变化的情况，包括一维投影和二维参数空间。图5 进一步展示了双星估计样本在不同 G波段星等区间中的残差分布。残差对上述任何恒星参数均未表现出系统性依赖。尽管由于测光不确定度增大，散布会朝较暗星等方向增加，但在整个参数空间内，残差的标准差始终低于1毫星等。这一精度水平与Gaia XP光谱经过校准的测光精度一致，并且

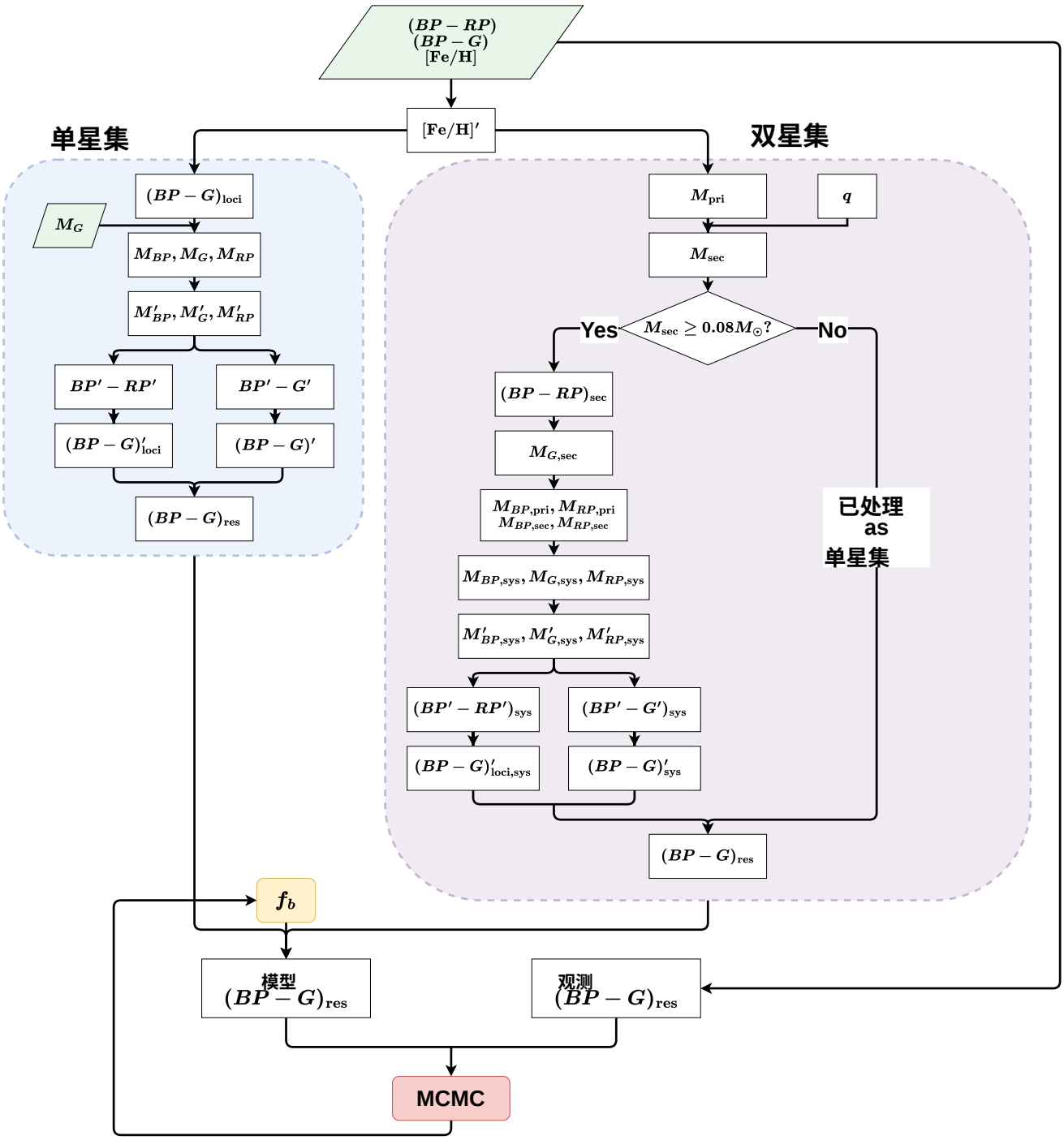

图2。 本研究所采用的SLOT方法示意图。

相较于此前根据SDSS测光或Gaia宽带测光得到的恒星轨迹内禀宽度，实现了显著提升。

我们注意到，残差分布并非完全对称，其中位数略为负值，这是由未分辨双星造成的。这些双星系统在图 3和 5中表现为延伸的红色尾部，在图 4中则表现为红端点。因此，拟合得到的恒星轨迹相对于真实的单星轨迹系统性地偏移了一个较小的负值，我们将其参数化为 μ。如图 3 和 5 所示，

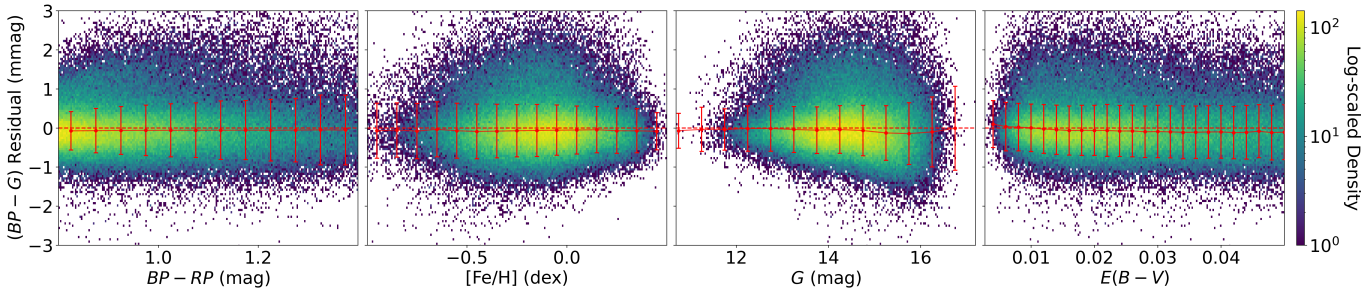

图3。 训练样本中 FGK 矮星的颜色-颜色轨迹拟合残差随 $BP-RP$, [Fe/H], G $E\ B-V$ 和 ( ) 的变化。红色点和误差条标示中位数和标准差。残差未显示出对这些恒星参数的系统性依赖，且分布大致以 0 毫星等为中心。红端的延伸尾部对应训练样本中的未分辨双星。误差棒表示测光精度，通常优于 1 毫星等。

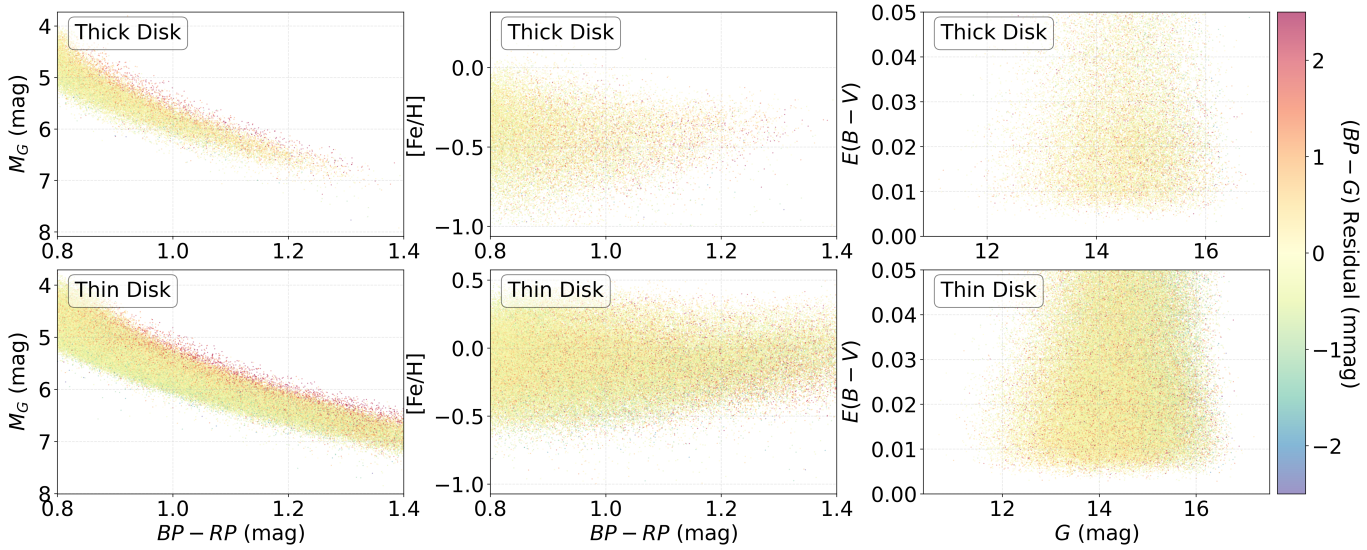

图4。 与图3相同，但展示了二维参数空间中的拟合残差，并按毫星等计的残差值进行颜色编码。红端点是训练样本中的未分辨双星。

该偏移量的绝对值显著小于标准差。由于这种偏移是系统性的，因此不会对我们随后测量双星比例造成偏差。

未分辨双星对 $BP-G$ 残差的影响通常约为 1–2 毫星等，显著大于轨迹的内禀宽度以及 Gaia 合成测光的精度。双星系统对 $BP-G$残差的最大影响约为 3 毫星等，出现在中间质量比处，如图6所示。因此，颜色残差为通过第 3.1 节所述的拟合流程约束双星比例提供了可靠的诊断指标。

我们注意到，拟合样本中很少包含非常红的贫金属恒星，并且颜色-颜色轨迹对 [Fe/H] 的依赖性会随着颜色变红而逐渐减弱（B. Huang等人（2025）；H. Yuan等人2015a）。因此，对于 $BP-RP>1.65$星等的源，我们采用 $[\mathrm{Fe/H}]=0$ dex处的轨迹。同时，在双星系统中，次星的质量可能非常低，以至于其 $BP-RP$ 超过了训练样本中最红的M型矮星（$BP-RP\approx3.27$星等）。对于这类情况，我们采用在 $[\mathrm{Fe/H}]=0$ dex处根据PARSEC等时线插值得到的颜色-颜色关系，以避免不可靠的外推。我们注意到，在如此极端的质量比（$q\to0$）下，次星对颜色残差的贡献也可以忽略不计。

3.2.2. 金属丰度依赖的颜色–绝对星等轨迹

绝对星等 M_G 拟合为 $BP-RP$ 和 [Fe/H] 的低阶多项式函数。按照 Wang等人（准备中）的方法，我们将样本划分为蓝色区域（$BP-RP<1.8$星等）和红色区域（$BP-RP\geq1.4$星等）。蓝色一侧采用四阶多项式拟合，而红色

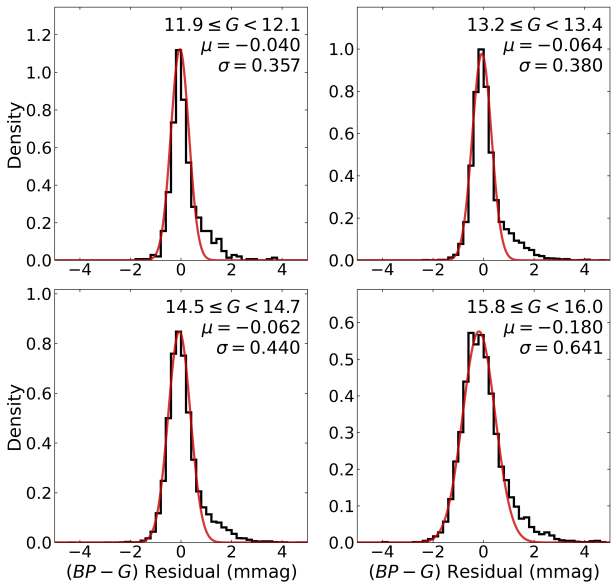

图5. 双星估计样本在四个 G 星等范围内的 $BP-G$ 残差分布。每个面板中，红色曲线表示最佳拟合的高斯分布，并标出了相应的均值（μ）和标准差（σ）。红侧延伸的尾部反映了样本中未分辨双星的贡献。

一侧采用三阶多项式拟合。两种区域得到的系数列于表 3 附录 A。

为确保在中间颜色范围内平滑过渡，我们对蓝色和红色多项式预测采用加权平均。过渡函数定义如下：

$$f_{\rm mid} = (1 - \frac{x - x_{\rm blue}}{x_{\rm red} - x_{\rm blue}}) f_{\rm blue} + \frac{x - x_{\rm blue}}{x_{\rm red} - x_{\rm blue}} f_{\rm red} \quad (3)$$
$$(x_{\rm blue} \leq x < x_{\rm red}).$$

其中，x 为 $BP-RP$，我们将边界设为$x_{\rm blue} = 1.45$星等和 $x_{\rm red} = 1.75$星等。

图7 展示了训练样本的色星图，颜色编码表示 [Fe/H]。图中叠加的曲线表示由多项式拟合得到的相应金属丰度依赖 M_G 轨迹。

3.3. 质量比分布

对于质量比概率分布，我们采用 M. Moe & R. Di-Stefano （2017）提出的参数化形式。该函数由四个参数表征：小q 区间 $\gamma_{{\rm small}q}$的幂律指数、大q 区间 $\gamma_{{\rm large}q}$的幂律指数、两个幂律区间之间的 $q_{\rm split}$ 过渡质量比，以及相对于基础幂律的孪生双星超额比例（$q > 0.95$） $\mathcal{F}_{\rm twin}$。

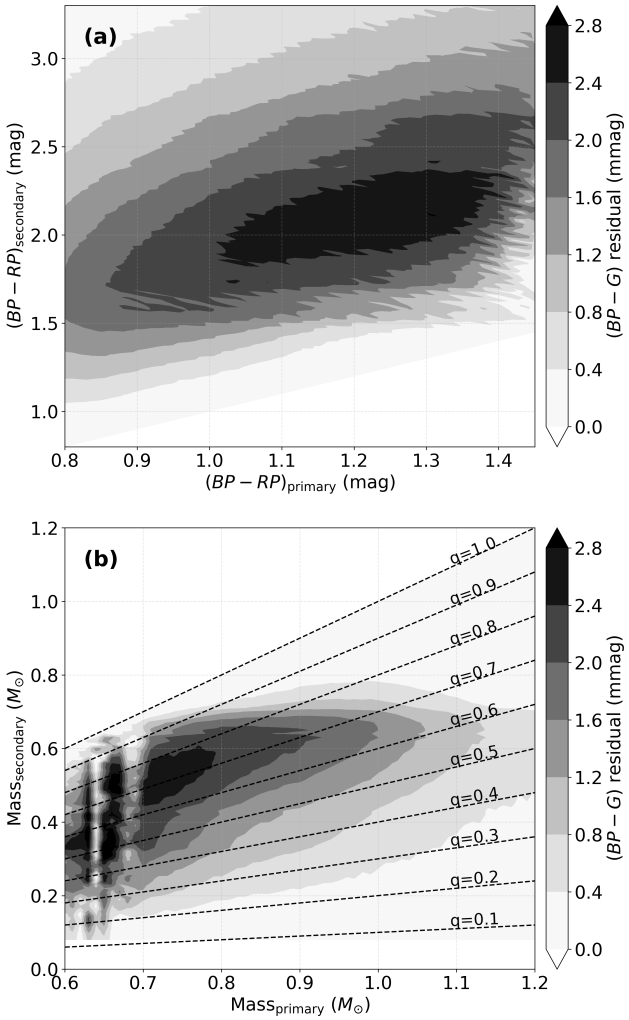

图6. 在固定金属丰度 [Fe/H] = 0 dex下，模拟的（$BP-G$）残差分布，其定义为（$BP-G$）$_{\rm loci}$ − （$BP-G$）$_{\rm obs}$。面板（a）和（b）分别展示颜色-颜色平面和质量-质量平面中的分布。面板（b）中叠加了不同质量比 q 对应的模型。

借助本研究所采用的高精度Gaia XP合成测光，我们发现SLOT方法对质量比分布的形状十分敏感，尤其是对参数$\gamma_{{\rm large}q}$；这种敏感性源于颜色残差的最大偏差出现在中间质量比（$0.4 \lesssim q \lesssim 0.9$）处，此时该 q 分布的斜率主要由 $\gamma_{{\rm large}q}$ 决定（见图6）。因此，我们的方法对该参数提供了一定程度的经验约束力。

为评估所假设的 q 分布对颜色残差的影响，我们将其余三个参数固定为取自M. Moe& R. Di Stefano (2017）和K. El-Badry 等人 (2019）的代表性数值：$\gamma_{{\rm small}q} = 0.2$、$q_{\rm split} = 0.3$和 $\mathcal{F}_{\rm twin} = 0.1$。我们对

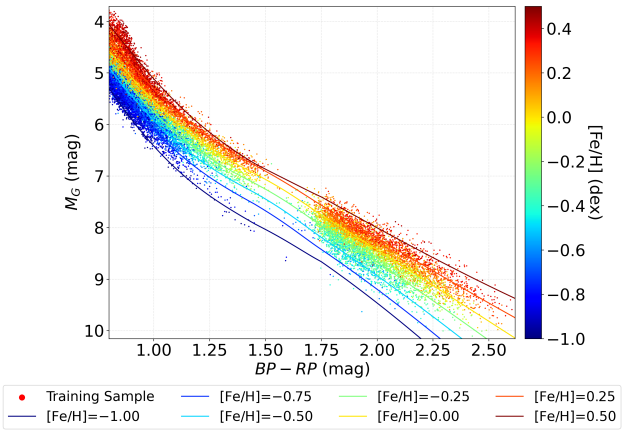

图7. 训练样本的色星图。为清晰起见，图中点相对于 [Fe/H] 均匀抽样，并按金属丰度着色。图中还叠加了使用相同色图绘制的拟合轨迹。

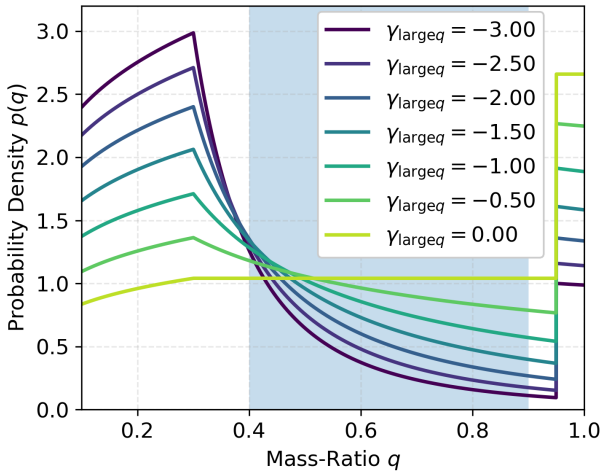

图8. 七种不同的大q 幂律指数 $\gamma_{\mathrm{large}q}$下的质量比q 概率密度函数。阴影区域表示会产生最大 $BP-G$ 残差的 q 取值范围。

在 $\gamma_{\mathrm{large}q}$的七个取值组成的网格上进行分析：-3.0、-2.5、-2.0、-1.5、-1.0、-0.5以及 0。所得的概率密度函数如图8所示，其中阴影蓝色区域表示使 q 达到最大 $BP-RP$ 残差的范围。

正如 C.Liu (2019) 所指出的，质量比分布的幂律指数取决于恒星金属丰度。因此，我们将样本按 [Fe/H] 分成宽度为 0.1 dex 的区间。对于每个区间，我们使用七种假设 q 分布（即七个q模型）进行拟合。图9 展示了单个区间的一个典型案例。

我们通过基于自助法的模型平均程序确定 $\gamma_{\mathrm{large}q}$，而不是选择约化 χ^2 最小的单个模型。当多个模型对数据的拟合效果几乎相同时，这种方法可以避免受噪声驱动的选择。对于每个 [Fe/H] 区间和每个盘子样本，我们对观测样本进行 1,000 次重采样，以生成伪数据集。每个伪数据集均使用七个 $\gamma_{\mathrm{large}q}$ 模型进行拟合，从而得到一组约化 χ^2 值。随后，我们取这 1,000 个差值的第95百分位数，作为评估某个模型是否与最佳拟合模型相容的经验阈值。对于每个区间，我们按约化 χ^2 从小到大排列七个模型，并从约化 χ^2 最小的模型开始，纳入连续的模型，直至相邻模型之间的差值超过该阈值。我们将该区间的 f_b、μ 和 $\gamma_{\mathrm{large}q}$ 取为相容模型组中各模型的均匀平均值。若七个模型均被纳入，则该区间标记为无约束；否则，将其视为受约束。f_b 的不确定性结合了各次拟合的不确定性以及相容模型之间的离散程度；μ 也采用相同的处理方式。

此方法遵循S. Buckland 等人(1997提出的模型平均理念：当多个候选模型获得的支持程度相近时，选定其中单一模型会夸大派生参数的精确度，并低估其不确定性。

4. 结果

4.1. 金属丰度空间中的双星性与质量比分布

图10 展示了（$BP-G$）颜色残差拟合分布的一个示例。每个分箱的完整拟合结果见图10的在线图集，而每个分箱中不同假设 $\gamma_{\mathrm{large}q}$ 模型的结果见附录C。图 $\gamma_{\mathrm{large}q}$ 和 f_b 展示了薄盘和厚盘子样本在不同 [Fe/H] 分箱中的结果。11。

图集 10. 整个双星性估计样本的完整 SLOT 拟合结果

图 11左图展示了 f_{b} 在金属丰度空间中的推导的双星比例。在薄盘子样本中，f_b 随着 [Fe/H]的增加而系统性下降：$\sim$0从 [Fe/H]$\lesssim -0.5$ 为 $\sim$0时的 0.4–0.5，下降至太阳金属丰度附近的 0.25–0.30，并在 $\sim$0Fe/H [为]$\sim$0.45 dex 的富金属丰度区间进一步降至 0.15。下降在贫金属丰度端最为陡峭，向太阳金属丰度方向逐渐变缓。最贫金属丰度薄盘区间中表面上较高的双星比例，由于该区间内恒星数量有限而具有较大的不确定性。关于 f_{b}的不确定性随区间大小而变化：~ 0.13 对于 $N = 100$，~ 0.03 对于

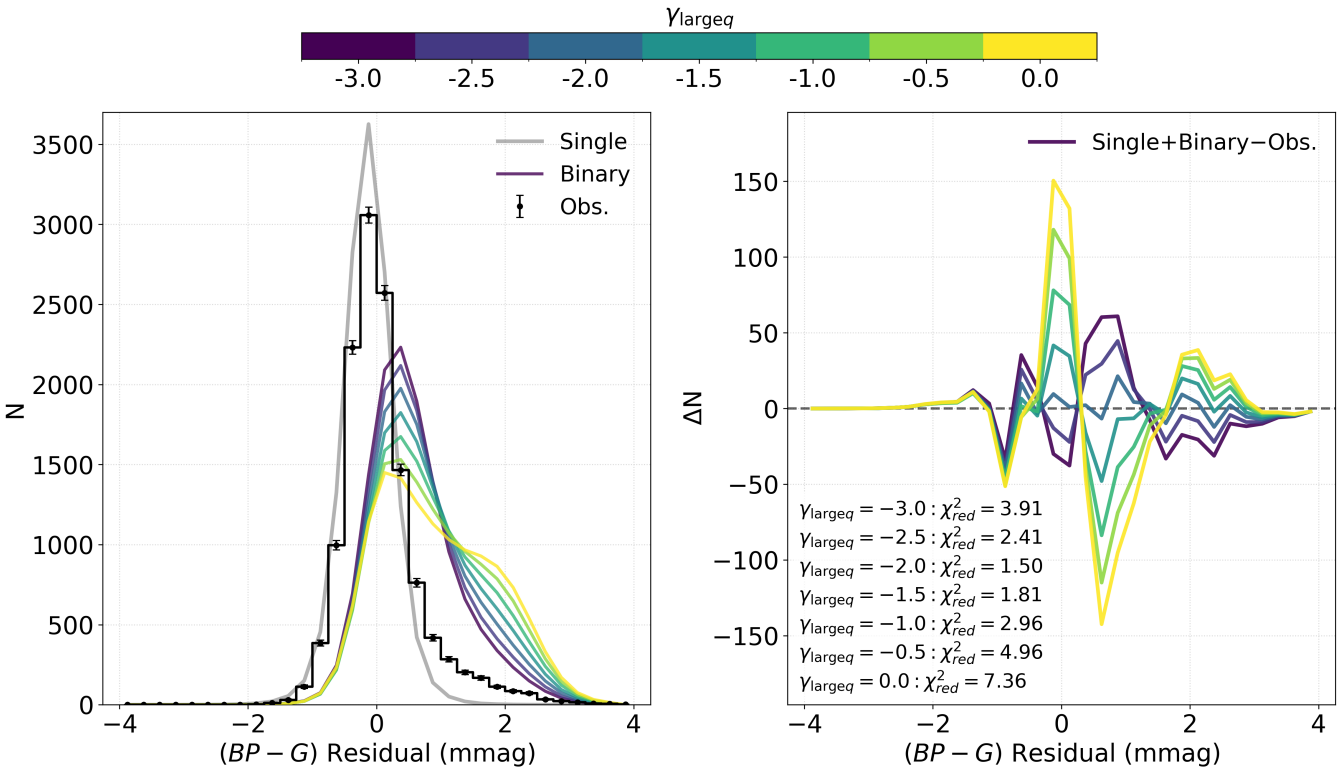

图9。 单个区间的模拟数据集和SLOT结果示意图：$0.1 \leq$ [Fe/H] < 0.2dex范围内的薄盘恒星。模拟单星集的残差分布以灰色显示，而模拟双星集的残差分布则根据假定的 $\gamma_{\mathrm{large}q}$值以不同颜色表示。“Obs.”表示观测分布。对于该区间， $\gamma_{\mathrm{large}q} = -2.0$ 对数据给出了最佳拟合； $\gamma_{\mathrm{large}q} = -1.5$ 的拟合效果也很好；较浅的斜率（例如 $\gamma_{\mathrm{large}q} = 0.0$）会高估具有较大颜色残差的双星系统比例，从而导致较差的拟合结果。

$N = 1000$，而 ~ 0.02 对于 $N = 10,\ 000$。对于厚盘子样本， f_b 与金属丰度之间没有明显趋势， f_b 在其 [Fe/H] 覆盖范围内大致保持在 0.25–0.35。薄盘子样本的平均双星比例略高于厚盘样本，$f_{\mathrm{b,\ thin}} = 0.34 \pm 0.04$ 和$f_{\mathrm{b,\ thick}} = 0.28 \pm 0.04$。

图11 右侧面板显示了$\gamma_{\mathrm{large}q}$ 在不同 [Fe/H]下的取值。在薄盘和厚盘总体之间，未观察到$\gamma_{\mathrm{large}q}$ 的显著差异。富金属子样本通常偏好更陡的斜率（更负的 $\gamma_{\mathrm{large}q}$），这意味着具有中间质量比（$0.4 \lesssim q \lesssim 0.9$）的双星系统相对缺失。尽管SLOT方法对 q 分布的约束精度有限，但其趋势是一致的：近太阳金属丰度的区间主要得到 $\gamma_{\mathrm{large}q} \approx -2.0$，而 [Fe/H]$\sim -0.5$dex的区间则集中在 -1.5。因此，在后续分析双星性对 $\gamma_{\mathrm{large}q}$ 的依赖时，我们选取这两个 α过程元素丰度值。

我们针对固定的质量比参数 $\gamma_{\mathrm{small}q}$、 q_{split} 和 $\mathcal{F}_{\mathrm{twin}}$ 进行了敏感性测试，使用了三种薄盘 [Fe/H] 区间（中心为 -0.35、0.05、0.25 dex）和三个厚盘区间（-0.65、-0.45、-0.15 dex）。我们将第3.3节中采用的参数集（$\gamma_{\mathrm{small}q}$、 q_{split}、 $\mathcal{F}_{\mathrm{twin}}$） = (0.2、0.3、0.1)作为基准集合，并针对六组额外运行重复分析，每次仅改变一个参数： $\gamma_{\mathrm{small}q} = -0.2$ 或0.6、$q_{\mathrm{split}} = 0.2$ 或0.4、 $\mathcal{F}_{\mathrm{twin}}$= 0.05或0.2。推导的双星比例仅对 $\gamma_{\mathrm{small}q}$ 和$\mathcal{F}_{\mathrm{twin}}$ 略微敏感（两个盘中的典型 $|\Delta f_{\mathrm{b}}| \sim 0.03$ ），而对 q_{split} 更为敏感（薄盘中的典型值为 $|\Delta f_{\mathrm{b}}| \sim 0.12$ ，厚盘中的典型值为 ~ 0.12 ）。在所有组合中，薄盘的f_{b} 均随 [Fe/H]升高而下降，而厚盘则未显示出明显趋势。 $\gamma_{\mathrm{large}q}$会受到 q_{split}的影响：在固定区间内，将 q_{split} 从0.2改为0.4，通常会使薄盘/厚盘恒星的 $\gamma_{\mathrm{large}q}$ 分别偏移0.75/1.00；而改变 $\gamma_{\mathrm{small}q}$ 和 $\mathcal{F}_{\mathrm{twin}}$ 几乎不会影响 $\gamma_{\mathrm{large}q}$。这是因为 q_{split} 和$\gamma_{\mathrm{large}q}$ 都会直接控制SLOT方法最敏感的双星质量比范围。在六组额外运行中，有五组再现了所报告的 $\gamma_{\mathrm{large}q}$–[Fe/H] 依赖关系，例外的是采用 $q_{\mathrm{split}} = 0.4$的运行，其依赖关系较弱。因此，我们认为 $\gamma_{\mathrm{large}q}$–[Fe/H]依赖关系

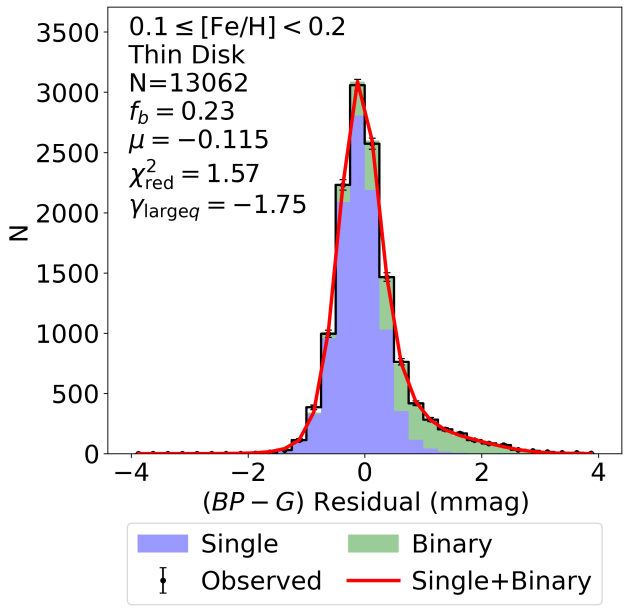

图10。 $0.1 \leq$ [Fe/H] < 0.2 dex 下薄盘子样本的 SLOT拟合结果。最佳拟合双星比例 f_b、 μ、约化 χ^2 以及相应的 γ_{largeq} 标注在左上方。整个双星性估计样本的完整图组（2幅图）可在在线期刊中查看，用于生成这些图的数据也可在线获取，作为图后数据提供。对于所有分箱，最佳拟合的 μ都远离先验范围边界，改变先验边界不会影响主要结果。

最有可能为负相关，应作定性而非定量解读。

我们还在两个$BP - RP$ 星等分箱（0.8–1.1 和 1.1–1.4 星等）中重复了 γ_{largeq} 测量。对于较蓝的分箱，推导出的 [Fe/H] 关系与整个样本的结果在 1σ 不确定度范围内一致。较红的分箱主要包含薄盘恒星，且覆盖的金属丰度范围较窄（$-0.6 \lesssim$[Fe/H]$\lesssim 0.3$ dex）。在该范围的大部分区间内， γ_{largeq} 介于 -2.5和-1之间，且 γ_{largeq}–[Fe/H] 关系似乎弱于全样本；例外是 [Fe/H]≈ 0.2 dex 分箱，其中 γ_{largeq} 受到的约束较弱，取值范围为 $-2.0 \sim 0.0$。较红分箱的结果可能主要受到较大的测光不确定度及其狭窄的 [Fe/H]范围影响。

我们在图12中，将双星性的金属丰度依赖性结果与近期几项关于银河系场星的研究进行了比较。其中，H. Yuan 等人(2015b)和Z. Niu 等人(2021b年)采用了与本文相同的SLOT方法，C. N. Mazzola 等人(2020年)依据径向速度变化，而M. Moe 等人(2019)汇总了多项巡天的研究结果，采用的技术包括食双星和径向速度变化等。随着 f_b Fe/H [] 升高，总体下降趋势在定性上与这些早期研究一致。定量而言，我们得到的双星比例总体低于Z. Niu 等人(2021b年)报告的结果，但定性趋势相似。这一差异可能是因为Z. Niu 等人(2021b年)采用了单一幂律质量比分布，该分布预测会有更高比例的双星产生较小的颜色残差，因此导致系统性偏高的 f_b。Z. Niu 等人(2021b年)还报告称，厚盘恒星的双星比例对金属丰度的依赖性弱于薄盘恒星。我们的双星比例与H. Yuan 等人(2015b)报告的结果更为接近，并且系统性地高于M. Moe 等人(2019)和C. N. Mazzola 等人(2020年)推导出的结果；后两项研究更侧重于薄盘中的短周期双星系统。预期会出现这一偏差，因为SLOT方法能够覆盖更广的轨道周期范围 P(见本文图16 以及M. Moe与R. Di Stefano（2017）中的图1）

4.2. 双星性与 α过程元素丰度

先前关于双星性与 α元素丰度相关性的研究得出了并不完全一致的结论（C. N. Mazzola 等人（2020）；Z. Niu 等（2021b））。除样本选择存在差异外，两项分析在如何量化 α 增强方面也有所不同：C. N. Mazzola 等人（2020）考察了单个元素丰度 [Mg/H], [Si/H], 和 [O/H]，而 Z. Niu 等（2021b）则采用了 [Mg/Fe], [Si/Fe], [Ca/Fe], 和 [Ti/Fe]的加权平均值。在本研究中，我们沿用了 Z. Niu 等（2021b）的方法，但进一步考察了双星分数随五种单个 α过程元素变化的情况：镁、硅、钙、碳和氧。由于钛的测量不确定性较大（私人交流），本文未将其纳入考虑。

我们构建了两个具有不同金属丰度的子样本：太阳金属丰度子样本（[Fe/H] $= 0.00 \pm 0.05$ dex）和中等贫金属子样本（[Fe/H] $= -0.50 \pm 0.05$ dex）。对于每种 α 元素（记为 X），我们将子样本划分为若干分箱，其宽度等于 [X/Fe] 测量不确定性的第75百分位数。太阳金属丰度样本以薄盘恒星为主，而贫金属样本则包含薄盘和厚盘族群的混合成分。每个分箱中的双星比例通过在所选丰度对的二维网格上应用SLOT方法确定。

结果如图13所示。在两个子样本中，双星比例随着[硅/H]和 [镁/H], 的增加而下降，但 [镁/H]在太阳金属丰度区间内例外，该趋势不太明显。在中等贫金属子样本中，随着 [镁/H] 从

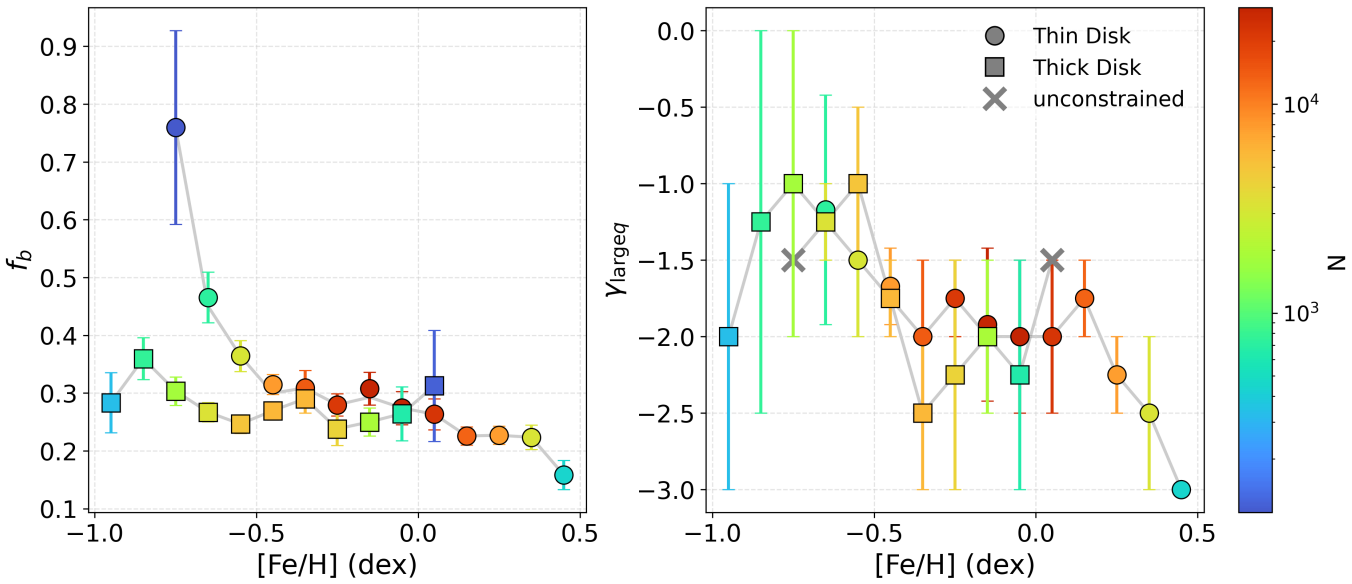

图11。 f_b 双星比例（左）和 γ_{largeq} 在 [Fe/H] 空间中的分布（右）。薄盘和厚盘子样本分别用圆形和方形符号标记。在右图中，每个点的误差棒表示其相容组的下限和上限。不带误差棒的灰色十字表示该分箱的 γ_{largeq} 无约束。分析时排除所有大小为 $N < 100$ 的分箱。在 [Fe/H] ≈ -0.65、-0.45和 -0.15 dex处，薄盘和厚盘的 γ_{largeq} 相同；为便于视觉识别，将薄盘点略微向上偏移。

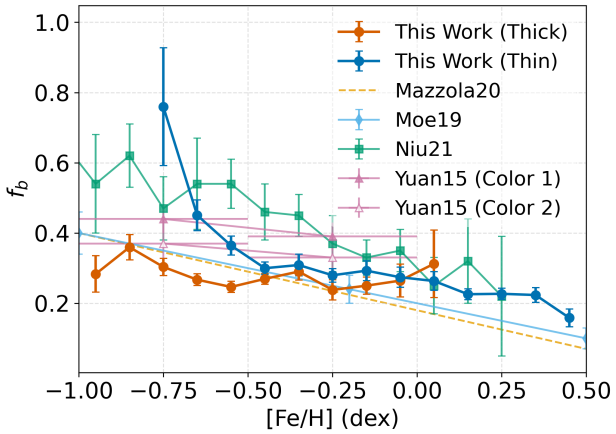

图12。FGK 矮星的双星比例随 [Fe/H]的变化。我们将本研究结果与以下研究进行比较：（1）H. Yuan等（2015b），其中展示了两个 SDSS $g-i$ 颜色分箱的结果：$0.6 \leq g-i < 0.9$ 星等（图中的颜色1）和$0.9 \leq g-i < 1.2$ 星等（图中的颜色2）；（2）M. Moe 等人（2019）；（3）C. N. Mazzola 等人（2020）；（4）Z. Niu 等（2021b），其中薄盘和厚盘的结果取平均值。我们样本的 Gaia $BP-RP$颜色范围为0.8至1.4星等，对应的 SDSS $g-i$ 颜色范围约为0.542至1.366星等[a]。

[a]https://gea.esac.esa.int/archive/documentation/GDR3/ 数据处理/chap cu5pho/cu5pho sec photSystem/ cu5pho ssec photRelations.html

增加 ~ -0.4 dex至 ~ -0.15 dex，双星比例从 $\sim$ 0.3 降至 $\sim$ 0.15。相同

这一趋势也表现为 [Si/H] 从 ~ -0.5 dex增加到 ~ -0.3 dex，在此过程中双星比例从$\sim$ 0.25 降至 $\sim$ 0.15。在太阳金属丰度子样本中，当 [Si/H] 从 ~ -0.15 dex增加到 ~ 0.15 dex时，双星比例从 0.25降至 0.15。对于[Mg/H]，，当[Mg/H]~ 0.04 为]~ 0.04 dex时，双星比例在约 0.25处达到峰值。这一总体行为与C. N. Mazzola 等人(2020年)的发现大体一致。

有趣的是，在固定 [Si/H] 或[Mg/H]的情况下，钙与双星比例呈显著正相关。在中等贫金属子样本中，[Ca/H] 增加 0.1 dex 会使 f_b 提高 $\Delta f_b \approx +0.15$。这一效应强于 Si 和 Mg 产生的相反趋势：[Si/H]或 [Mg/H] 改变相同幅度时，f_b 仅分别变化 $\Delta f_b \approx -0.05$和$\Delta f_b \approx -0.1$。在太阳金属丰度子样本中也观察到类似模式：Δ[Ca/H] =增加 0.1 dex 会产生 $\Delta f_b \approx 0.15$，而 Δ[Si/H] $= 0.1$增加] $= 0.1$dex 则产生 $\Delta f_b \approx 0.1$。Ca、Si 和 Mg 的综合影响，可能解释了 Z. Niu 等（2021b）报告的 f_b 与 [α/H] 之间暂定的正相关。

我们注意到，在以厚盘恒星为主的区间（主要是贫金属子样本）中，双星比例与α元素丰度之间没有显著相关性。在图 13所示的丰度平面中，f_b 在大多数厚盘区间中的变化幅度约为 0.2。相比之下，以薄盘为主的区间散布更大，约为

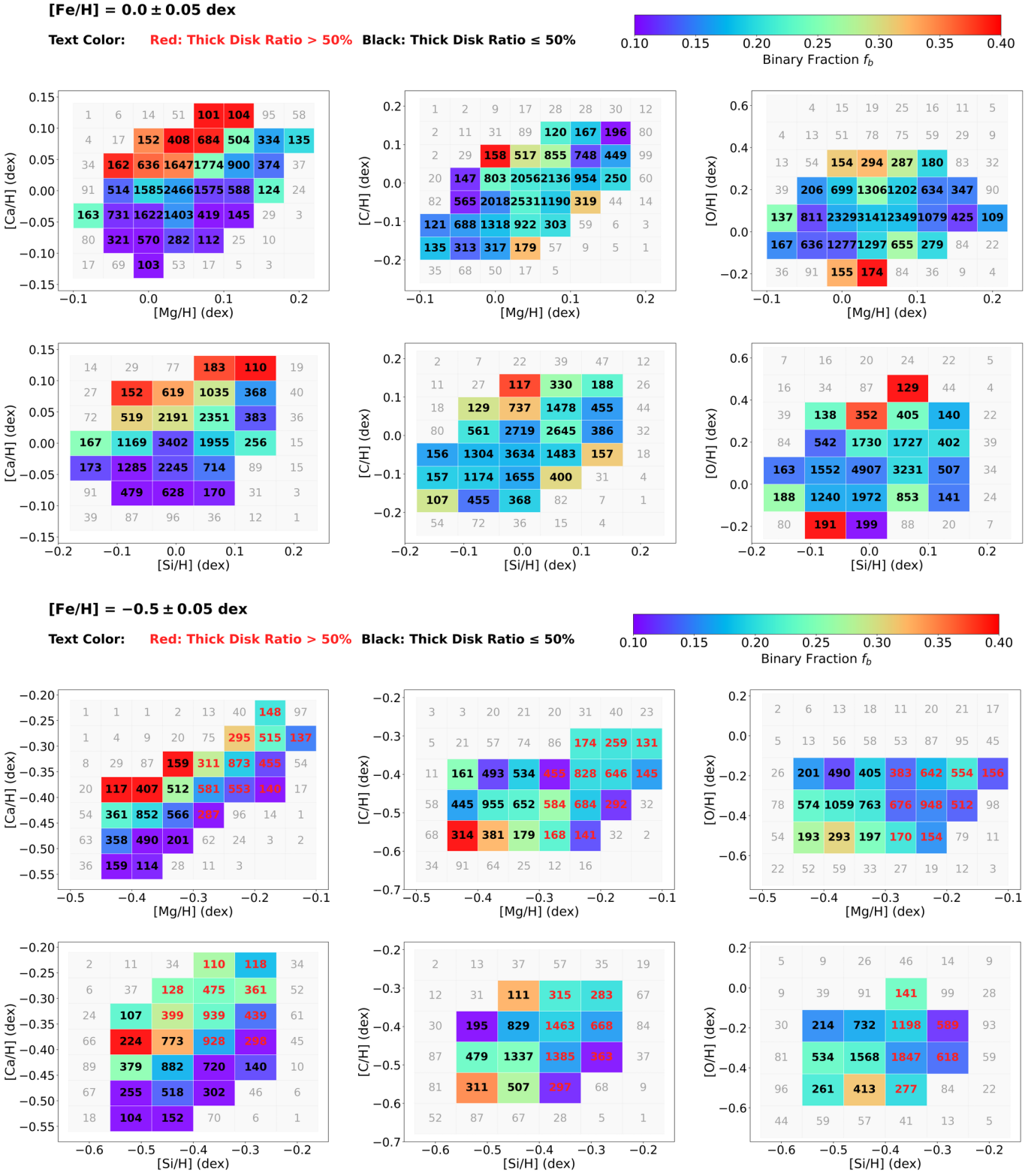

图 13 α [ ], [ ], [ ], [ ] [ ] = 0 ± 0.05 [ ], [ ], . 两个子样本在 α 元素丰度二维平面上的双星比例，包括 Mg/H、Si/H、Ca/H、C/H 和 O/H。上图展示太阳金属丰度子样本的结果（Fe/H dex），下图展示中等贫金属子样本的结果（[Fe/H] = −0.5 ± 0.05 dex）。每个区间的颜色表示推导的双星比例，每个区块中的数字表示区间大小。红色数字表示厚盘恒星比例超过 50% 的区间。分析时排除了所有大小为 $N < 100$ 的区间，并在图中以浅灰色标示。用于生成此图的数据可在线获取，名称为“图后数据”。

0.4。该结果与Z. Niu 等人(2021b年)一致，并突显了薄盘和厚盘中双星性对化学组成的敏感性差异。

我们使用二维丰度网格来分解 α元素的影响。不过，丰度区间之间可能存在的 $T_{\rm eff}$、年龄、信噪比或厚盘/薄盘成员归属的影响并未得到控制。所报告的$f_{\rm b}$–丰度趋势应被解读为统计相关性，而非每种元素对双星形成具有直接因果影响的证据。

4.3. 双星性与恒星年龄

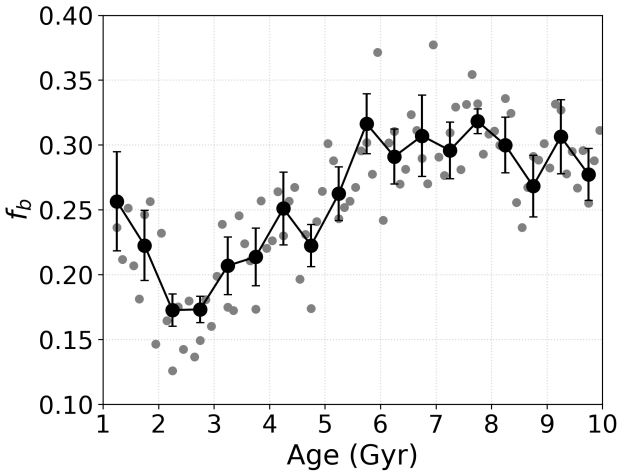

图14。 年龄在1–10十亿年范围内的恒星的双星比例。背景中的灰点表示以较小的区间宽度0.1十亿年估算的双星比例，展示了双星性估算结果的离散情况。前景中的黑点表示以较大的区间宽度0.5十亿年估算的双星比例，更清晰地展现了双星比例趋势。

J.-H. Wang等人近期给出的恒星年龄估计J.-H. Wang等人（2025使我们能够探究双星比例与恒星年龄之间的关系。我们将样本限定为年龄在1至10十亿年之间的源，并按对数年龄等宽分箱，箱宽为0。1 dex。对于每个分箱，我们采用第3.3节所述的相同方法测量双星比例。所得双星比例如图14所示。

总体而言，我们观察到各年龄区间之间的变化幅度不大。前两个年龄区间明显年轻于银河系薄盘的特征年龄（$\sim$ 2.5十亿年；M. Xiang & H.-W. Rix 2022），因此其中包含的恒星相对较少，且受到较大不确定度的影响。对于这些最年轻区间中相对较高的双星比例，我们仍持谨慎态度。在 2 到 6 十亿年的年龄范围内，样本主要由薄盘恒星组成，f_b 以稳定的速率从 ~ 0.17 在 2 十亿年时以每十亿年 0.03–0.04 的平均速率增长。超过 6 十亿年后，增长速度放缓，并且 f_b 在 ~ 8 十亿年时达到其最大值 ~ 0.31 。在年龄更大的阶段，随着厚盘恒星比例增加， f_b 从峰值略有下降，并且随年龄不再出现显著增加。

我们指出，鉴于所用年龄估计的性质，这一结果需要谨慎解读：这些估计主要反映一种化学时钟，记录了银河盘中丰度模式的时间演化（J.- H. Wang等人 2025）。因此，双星比例与年龄之间的相关性本质上反映了双星性与累积化学富集历史之间的关系。图14中所见的幅度不大且非单调的变化，可能是潜在年龄—[Fe/H]-[α/Fe] 相关性，以及第 α 4.2节讨论的双星比例随各个元素变化的相反趋势共同作用的结果。

5. 讨论

5.1. 启示

尽管已开展了广泛研究，场双星系统的质量比分布的具体形状和参数值仍存在不确定度（例如，M.Moe & R. Di Stefano 2017； K. El-Badry et al.2019； J.Li etal. 2022）。虽然已有研究表明恒星初始质量函数（初始质量函数）与金属丰度之间存在相关性（例如，J. Li etal. 2023；M. Marks etal.2012），且初始质量函数与双星 q分布自然相关，但只有C. Liu （2019）系统研究了幂律指数 γ与金属丰度之间的关系。因此，自然可以预期，金属丰度通过影响恒星形成的热力学和动力学条件，也应在塑造 q 双星分布方面发挥作用。受此启发，我们测量 γ 并研究其对金属丰度的依赖性。

C. Liu（2019）研究了附近太阳型主序星的 q 分布，并用单一幂律 $p(q) \propto q^{\gamma}$进行拟合。他们发现，在低γ 组（$\gamma < 1.2$）中， γ 随金属丰度增加而降低，这意味着相对富金属的族群中高q 双星较少。在本研究中，我们采用 M. Moe & R. Di Stefano (2017)提出的更灵活的折断幂律模型，并允许高q 幂律指数 $\gamma_{\rm large}{}_q$ 变化。我们发现， $\gamma_{\rm large}{}_q$ 随 [Fe/H]呈现出变化趋势：在厚盘/薄盘子样本中金属丰度最低的区间（$-1 <$ [Fe/H] < -0.7 dex），$\gamma_{\rm large}{}_q$ 约为 -1.25；在中等贫金属区间（$-0.5 <$ [Fe/H] < 0 dex），为 $\gamma_{\rm large\,q} \sim -2.25$；而在金属丰度高于太阳值的区间（$0.2 <$ [Fe/H] < 0.5 dex），则进一步降至 ~ -2.5。

这一趋势在定性上与C. Liu (2019) 对低γ组报告的反相关一致。在恒星形成阶段，贫金属环境往往会产生更多大质量恒星（J.Lietal. 2023）。当分子云核处于光学厚状态时，低金属丰度所促进的更快速冷却会增强原恒星盘的碎裂，从而有利于近距离双星的形成（M.Moe et al.2019；M. R.Bate 2019）。在这一过程中，盘碎裂本身可能有利于形成质量比较高的双星碎片。另一种可能是，早期演化阶段的近距离双星容易发生质量转移，次星从主星吸积质量，从而系统性地提高其质量比。恒星形成之后，成团环境中的动力学瓦解会进一步重塑 q 分布。在金属丰度较高的环境中，大质量恒星产生的更强恒星风和辐射反馈，可能更有效地降低局部恒星密度，使低q 双星因束缚能较小而更容易存活。

我们还注意到，质量比分布可能取决于轨道周期（M. Moe与R. Di Stefano（2017））。因此，不同子样本之间或 [Fe/H] 分箱中的周期分布差异，可能会影响推断出的 q 分布。然而，薄盘和厚盘子样本的距离分布，以及不同 [Fe/H] 分箱之间的距离分布都相似（见图1）；因此，预计可探测的周期范围也具有可比性。这应能抑制周期分布差异对我们结果的影响。

我们的结果提供了独立证据，表明双星质量比分布与金属丰度相关，即低质量比双星的比例在贫金属星族中系统性降低。这一趋势很可能是真实的，但要对其进行无偏的定量刻画，并理解其潜在物理起源，还需要进一步研究。

双星比例与 α-过程元素丰度之间的关系仍相对缺乏研究。最近的两项研究分别由Z. Niu 等人(2021b年)和C. N. Mazzola 等人(2020年）开展，并得出了部分相互矛盾的结论。我们注意到，这两项研究对 α 增强的定义不同：Z. Niu 等人(2021b年）采用了若干 α 元素的加权平均，而C. N. Mazzola 等人(2020年）则关注单个元素丰度。这一差异表明，观测到的总体趋势可能是不同元素影响的混合结果。为厘清这些贡献，我们对双星比例与单个元素丰度之间的关系进行了交叉分析。与C. N. Mazzola 等人 (2020年）的结果一致，我们发现 $f_{\rm b}$ 与镁和硅丰度均呈负相关。此外，我们发现 f_b 与钙丰度呈正相关，且不受镁、硅和铁变化的影响。这种正效应强于镁和硅带来的负效应，这可能解释了 f_b 与 $[\alpha/{\rm H}]$ 平均值之间的总体正相关，该相关性由Z. Niu 等人(2021b年）报告。

镁和硅是硅酸盐尘埃颗粒的主要成分（S. Zhukovska etal. 2018），它们的丰度会影响原恒星盘中的不透明度和冷却率，从而影响盘碎裂和双星形成的条件（K. E. I.Tanaka &K.Omukai2014；M.Moeet al.2019）。目前，研究钙在原恒星阶段所发挥作用的工作很少。我们的结果表明，钙表现出独特的行为，这可能意味着它与镁和硅遵循不同的形成通道。要全面理解钙在塑造双星比例中的作用，还需要进一步开展天体化学研究。

此外，我们还分别考察了薄盘和厚盘族群中 f_b 与 $[\alpha/{\rm H}]$ 之间的相关性。正如 C. N. Maz- zola 等人 (2020年) 和Z. Niu 等人 (2021b年) 所报告的那样，高 α 厚盘恒星中的双星比例对 α元素丰度没有显著依赖性。我们的结果与这些发现完全一致。这种独立性也反映在年龄—f_b 关系中：在年龄为 $\log(\tau/{\rm yr}) \gtrsim 9.8$时，厚盘族群占据主导地位，而双星比例几乎保持不变。在厚盘区域， α 丰度与年龄之间的强相关性也不复存在（Y. Huang 等人 2020年）。

有几种物理过程可能造成这种行为。首先，年龄较大的恒星可能经历了更为广泛的动力学演化（M. Marks & P. Kroupa 2011年）。这种演化可能抹去双星性的诞生印记，使其与化学组成失去相关性。此外，在数个十亿年的时间尺度上，短周期FGK双星可能启动质量转移，随后发生并合（K. Gazeas& K. St⋆epie´n 2008年），形成表面上为单星的遗迹，其中包括白矮星（例如，K. D. Temmink et al. 2020年）。由于这种损耗会随时间累积，预计较老的族群会损失更大比例的双星。这种效应可能促成了其增长在超过 f_b十亿年后放缓，约在8十亿年达到最大值，并在年龄为8–10十亿年时缓慢下降。其次，SLOT方法响应的是Gaia XP波段中未分辨伴星的通量，涵盖从短周期未分辨双星到达到Gaia角分辨率极限的双星（见第5.2节）。厚盘双星

族群中可能包含更高比例的通过核碎裂形成的宽双星系统，而不是通过盘碎裂形成的近双星系统；在核碎裂通道中，双星比例不再与金属丰度呈强相关（M. R.Bate 2019；D. Guszejnov etal. 2023）。第三种可能性与银河系薄盘和厚盘备受争议的形成通道有关（例如，E.Spitonietal.2023；J. W. Johnson et al. 2021；A. J. Clarke et al. 2019）。我们的结果初步表明，薄盘双星形成过程较为渐进，使化学富集历史得以在双星族群中留下印记；而厚盘双星形成可能进展得更快（M.Xiang&H.-W.Rix2022；C. Conroyet al. 2022），从而产生更为均一的双星比例，并表现出与化学富集历史较弱的相关性。

5.2. 潜在注意事项

为研究距离相关的不完备性可能造成的偏差，我们构建了具有有限 G星等范围的子样本，以控制测光误差，并将每个子样本划分为不同的距离分箱（200–400、400–600、600–800 和 800–1000 pc）。随后，我们比较不同距离分箱中的 $BP-G$ 残差分布，以检验双星贡献是否随距离而变化。图15展示了四个具有代表性的 G星等子样本的累积分布函数（CDF）。大多数CDF都位于 3σ 包络范围内；少数偏离 3σ 的情况出现在样本量很小的子样本中，且残差水平大多超出SLOT方法的灵敏范围（1–2毫星等；见图5）。我们还进行了两项额外检验。在400 pc以内（28,475个源），样本主要由金属丰度相对较高的薄盘恒星组成（见图1）。由此得到 $f_b = 0.35 \pm 0.02/0.22 \pm 0.01$ 和 $\gamma_{\mathrm{large}q} = -2.0 \pm 0.5/-2.5 \pm 0.5$ 在 [Fe/H] $= -0.25/0.25$ dex时的关系，且 f_b–[Fe/H]/年龄关系以及 $\gamma_{\mathrm{large}q}$-[Fe/H]关系均在 1σ 不确定性范围内保持不变。同样，将垂直截断提高至 $|Z| > 0.3$千秒差距（142,499个源）后，在 [Fe/H] $= -0.5/0.0$ dex时得到 $f_b = 0.31 \pm 0.03/0.26 \pm 0.03$ 和 $\gamma_{\mathrm{large}q} = -1.50 \pm 0.50/-2.00 \pm 0.50$，并且相同趋势仍然存在。因此，距离相关的选择效应可以忽略不计。

SLOT方法可识别光度上可探测的未分辨双星比例。然而，尽管SLOT方法在对未分辨源进行建模时不需要明确的轨道周期分布，测得的 f_{b} 仍受到Gaia角分辨率、样本距离分布以及颜色残差对伴星质量的敏感性的限制。

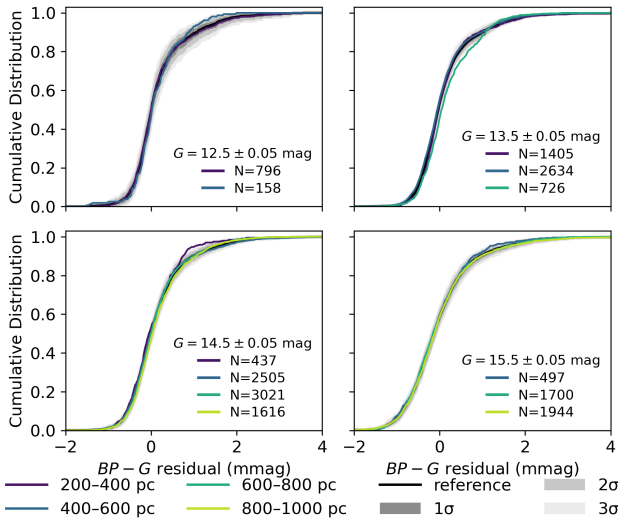

图15。四个具有代表性的子样本中双星估算样本的 $BP-G$ 残差累积分布函数，具体子样本标注于各面板右下角。每个面板中，彩色曲线表示不同距离分箱（200–400 pc、400–600 pc、600–800 pc 和 800–1000 pc）的累积分布函数，黑色曲线表示根据该 G星等子样本中的所有恒星构建的参考累积分布函数。由深至浅的灰色阴影区域分别表示通过对参考子样本进行随机重采样得到的 1σ、2σ 和 3σ 不确定性范围。

Gaia的角分辨率为 $\sim 2''$（Arenou, F. 等人 2018年），这意味着角间距为 $\theta > 2''$ 的双星很可能会被识别为两颗独立的单星。这会导致我们对宽距系统的双星比例估计不完整。根据Z. Niu 等人(2021b年，校正后的双星比例可表示为

$$f_{b,\mathrm{corr}} = f_b^{\mathrm{SLOT}} \times \frac{1}{1-k}, \tag{4}$$

其中 k 表示分析中漏检的已分辨系统比例，其随距离的变化见图 16。为估算 k，我们采用D. Raghavan等 (2010)的对数正态周期分布，取 $\mu_{\log P/\mathrm{day}} = 5.03$ 和 $\sigma_{\log P/\mathrm{day}} = 2.28$，并假设系统总质量为 $1\,M_{\odot}$。

我们计算每个分箱内距离分布的$\Delta f_b = f_{b,\mathrm{corr}} - f_b^{\mathrm{SLOT}}$。所得 Δf_b 数值在所有分箱中几乎保持不变，中位数为 0.07，标准差较小，仅为 0.01。本文始终报告f_b^{SLOT}。

请注意，所采用的对数正态周期分布是根据 25 秒差距以内的场星测得的，这些恒星大多属于薄盘，而其对厚盘族群的适用性尚未受到观测约束。在这一统一共享的周期分布假设下推导出了 Δf_b 的近似恒定性，

不应将其解读为针对不同族群的周期分布会产生相同的修正。

此外，我们还探讨了样本中足够接近、可能发生质量转移的双星所占比例。我们进行了包含$N = 100,000$次抽样的蒙特卡洛模拟。主星质量 M_1 从用于估计双星性的样本中抽取，其范围为0.51–1.17 $M_\odot$。质量比取自图11。轨道周期取自D. Raghavan 等（2010）的对数正态分布，并假设轨道为圆轨道。对于每个模拟系统，我们根据P. P. Eggleton（1983）中的公式（2）计算主星 R_{L1} 的洛希瓣半径，并将其与最大恒星半径 $R_{\max}$进行比较；如果 $R_{L1} < R_{\max}$，则将该系统标记为相互作用系统。对于最大恒星半径 $R_{\max}$，我们采用红巨星支顶端（红巨星支顶端）的半径，该半径对初始质量的依赖性非常弱（J. R. Hurley等，2000）。这保证了A型和B型质量转移（R. Kippenhahn等，1967）。模拟得到的相互作用系统比例约为17.8%。将 $R_{\max}$ 在150和 220 $R_\odot$ 之间变化，结果仅改变 $\sim \pm 2\%$。D. Raghavan 等（2010）的轨道周期分布可能不适用于厚盘恒星。因此，这一估计应被视为粗略的数量级参考，而非精确预测。

我们的模拟星表仅包含单星系统和双星系统，但SLOT方法所利用的不对称颜色残差原则上也可能由高阶多星系统产生。然而在实际情况下，这类系统对我们结果的影响可以忽略不计。第三星分量对 $BP - G$ 残差的贡献估计小于1毫星等。这一偏移量与Gaia XP合成测光的精度相当，并处于恒星序列的内禀宽度范围内；在这一精度水平下，使用双星系统或高阶多星系统拟合残差分布所得的结果无法区分。此外，仅有 $\sim$ 25%的多星系统阶数高于二阶（D. Raghavan等 2010），这进一步限制了任何潜在偏差。因此，在我们的模型中，我们将所有多星系统视为双星系统，因为高阶分量带来的额外贡献相对于我们的测量精度可以忽略不计。

图6 显示在低于 0.7 $M_\odot$的主星质量范围内存在两个“缺口”。我们推测，造成这些“缺口”的因素可能有好几个。其中一个因素是，我们的训练样本中缺少 [Fe/H] $\geq$ 0 dex处的低质量恒星（如图1所示），这可能导致恒星轨迹拟合不够理想。另一个因素是，此处采用的质量是根据PARSEC颜色—质量关系推导得出的，而该关系可能受到网格效应的影响。因此，我们的方法可能会

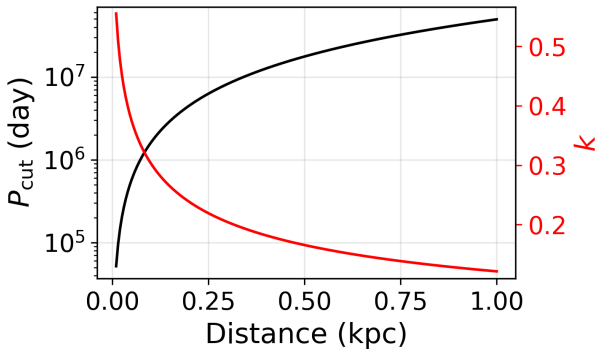

图16。 截止轨道周期 $P_{\rm cut}$ （在我们的估计中作为上限）以及Gaia将已分辨的双星系统 k 误分类为单星的比例，二者均为距离的函数。

低估双星对颜色残差的影响，进而高估这些低质量恒星的双星比例。

我们在本研究中采用的恒星参数假设一条光谱由一颗单独的恒星贡献，忽略了多星系统中伴星的贡献。因此，光谱拟合中会引入系统偏差。K. El-Badry 等（2018年）评估了这种影响在不同类型光谱中的表现。对于类 LAMOST 光谱，在我们的温度范围内，典型的系统误差为~ 100 K（对于 $T_{\rm eff}$， ~ 0.05 dex，对于 log g， [Fe/H] 以及 [α/Fe]；参见K. El-Badry 等，2018年中的图2），与我们样本中恒星参数的精度相比，这些误差可以忽略不计。已有研究成功尝试对双星光谱进行分解。J. Li 等（2025）采用数据驱动方法对 XP光谱进行建模，并构建了一个可能的主序双星系统星表。他们分别基于单星模型和双星模型推导出测光金属丰度。然而，我们的样本与其星表仅有几千个源重合。因此，我们仍采用M. Zhang 等（2025）基于单星模型推导的恒星参数。我们期待未来的研究能够通过更好的光谱分解获得更准确的恒星参数，并检验我们的结果。

6. 总结

在本研究中，我们使用 SLOT 方法研究了 1 千秒差距内 181,011 颗 FGK 矮星的双星比例和质量比分布。我们的样本由 Gaia DR3 和 LAMOST DR9 构建，纳入了经过仔细重新校准和消光校正的 Gaia 合成测光（R.Zhang & H. Yuan2023；B. Huang 等人 2024）、几何距离（C. A. L. Bailer-Jones 等人 2021）以及通过数据驱动方法得出的恒星参数——

（M. Zhang 等人 2025；J.-H. Wang 等人 2025）。我们还专门构建了一个训练样本，用于拟合依赖于金属丰度的（$G_{\rm BP}-G$）颜色轨迹和 M_G 绝对星等轨迹。SLOT 方法的实施细节见第3.1节。

我们考察了金属丰度空间中的双星比例、多维 α元素丰度空间中的双星比例，以及双星比例随恒星年龄的变化。我们还研究了金属丰度空间中的质量比分布。除了确认一些已确立的趋势（例如双星比例随 [Fe/H],的增加而下降）之外，我们还报告了以下结果：

1. 我们发现，质量比分布的幂律指数可能取决于金属丰度。更高的[Fe/H] 会产生更负的 $\gamma_{\rm large\,q}$，表明质量比分布越来越偏向较低的 q （即，近等质量双星有所缺失）。这一趋势在定性上与C.Liu （2019）针对其低γ 组所报告的反相关一致。

2. 在 α过程元素中， [Mg/H] 和 [Si/H] 在薄盘主导子样本中与双星比例呈反相关；然而，这些趋势在厚盘主导子样本中消失。

3. 在薄盘主导子样本中， $f_{\rm b}$ 与 [Ca/H] 呈正相关。这一效应强于由镁和硅产生的相反趋势。

4. 我们研究了 $f_{\rm b}$ 随恒星年龄在 1–10 十亿年范围内的变化。双星比例随年龄增长而略有上升，而在最高年龄范围内未观察到显著变化。

综合来看，这些结果凸显了双星比例、质量比分布与多个化学丰度维度之间复杂的非线性关系。这种复杂性表明，我们今天观测到的双星种群经历了多种物理过程的塑造，而且这些过程的相对重要性在薄盘族群和厚盘族群之间存在显著差异。我们预计，未来针对双星形成与解体机制的研究将有助于更根本地理解这些趋势。

致谢

感谢审稿人对本文提出的建议。

我们衷心感谢向茂盛教授对我们工作的讨论与指导。

本研究使用了LAMOST（大天区面积多目标光纤光谱望远镜，又称郭守敬望远镜）的数据（https://cstr.cn/31118.02.LAMOST）。LAMOST是中国国家重大科技基础设施，由中国科学院国家天文台运行。

本研究得到国家自然科学基金委员会（NSFC）项目（批准号：12588202和12303039）的资助。J.F.L. 感谢新基石科学基金会通过新基石研究员项目和科学探索奖给予的支持。

设施： Gaia、LAMOST

软件： Python、TOPCAT（M. B. Taylor 2005年）

附录

A. 恒星轨迹的拟合结果

本附录给出了第3.2节所述的$BP-RP=f($$BP-RP$, [Fe/H])和 $M_G=f(BP-RP$, [Fe/H])的拟合结果。表1列出了公式（2）所用形式的多项式系数。在此参数化中， $BP-RP$ 的单位为星等，而拟合得到的 $BP-G$ 以毫星等为单位。正如正文所述，颜色相关项 f_2 通过插值而非全局多项式拟合得到；其数值列于表2。表3列出了 $M_G=f(BP-RP$, [Fe/H])的多项式系数。

表1. 矮星金属丰度相关颜色-颜色轨迹的拟合系数。

a	值	c	数值
a_1	-0.232	c_1	10.668
a_2	0.681	c_2	61.407
a_3	-0.634	c_3	-0.195
a_4	-0.506		

表2。 颜色相关项的插值结果 f_2

颜色*1*	颜色*2*	颜色*1*	颜色*2*	颜色*1*	颜色*2*
0.30	3.211	1.30	0.581	2.30	1.216
0.35	0.522	1.35	0.610	2.35	1.251
0.40	0.144	1.40	0.638	2.40	1.289
0.45	0.164	1.45	0.667	2.45	1.324
0.50	0.184	1.50	0.697	2.50	1.360
0.55	0.205	1.55	0.726	2.55	1.395
0.60	0.227	1.60	0.757	2.60	1.430
0.65	0.249	1.65	0.788	2.65	1.465
0.70	0.271	1.70	0.818	2.70	1.500
0.75	0.295	1.75	0.849	2.75	1.535
0.80	0.319	1.80	0.881	2.80	1.570
0.85	0.343	1.85	0.912	2.85	1.605
0.90	0.368	1.90	0.944	2.90	1.640
0.95	0.393	1.95	0.977	2.95	1.675
1.00	0.419	2.00	1.010	3.00	1.710
1.05	0.445	2.05	1.043	3.05	1.745
1.10	0.472	2.10	1.077	3.10	1.780
1.15	0.499	2.15	1.111	3.15	1.814
1.20	0.526	2.20	1.146	3.20	1.849
1.25	0.553	2.25	1.181	3.25	1.884

NOTE—颜色*1* 和 颜色*2* 分别对应于 $BP-RP$ 和 $BP-G$，单位均为星等。

表3. 金属丰度相关的颜色-绝对星等轨迹的拟合系数。

Term	Blue	Red	Term	Blue	Red
x^4	3.002	-	x^2	18.320	0.794
x^3y	−1.460	-	xy	−5.913	1.627
x^2y^2	−0.191	-	y^2	−1.678	0.286
xy^3	0.410	-	x	−5.074	0.895
y^4	0.808	-	y	1.134	−1.852
x^3	−13.073	−0.111	C	2.373	4.352
x^2y	5.299	−0.587			
xy^2	1.537	−0.066			
y^3	0.137	0.065			

NOTE—x 表示 $BP-RP$ 颜色，单位为星等； y 表示金属丰度 [Fe/H]。拟合得到的 M_G 以星等给出。

B. 系统零点误差

我们利用 RGB 星经验性地推导出系统零点误差$\sigma_{\rm ZP,\,sys}$ 所采用的方法与 Z. Niu 等人 (2021b年相同。RGB 样本取自 Z. Li 等人 (2022) 的星表，与 Gaia DR3 交叉匹配，并按照与Z. Niu 等人 (2021a)相同的质量约束进行筛选。该 RGB 样本包含 57,535 个源。金属丰度相关的颜色–颜色轨迹采用B. Huang 等人(2024)给出的函数形式进行拟合：

$$
\begin{aligned}
f_{\rm RGB,1} &= (u_1x^3+u_2x^2+u^3x+u_4)*(y^3-3ky^2+3k^2y)\\
f_{\rm RGB,2} &= v_1x^5+v_2x^4+v_3x^3+v_4x^2+v_5x+v_6
\end{aligned}
\tag{B1}
$$

其中 x 表示 $BP-RP$ 颜色，单位为星等，且 y 表示 [Fe/H]，单位为dex，且 $k=-5.25$。拟合的 $BP-G$ 颜色的单位为毫星等。拟合系数列于表4。

表 4。 RGB 星金属丰度相关颜色-颜色轨迹的拟合系数。

u	数值	v	数值
u_1	0.202	v_1	−13.500
u_2	−0.807	v_2	82.302
u_3	0.994	v_3	−210.301
u_4	−0.331	v_4	357.937
		v_5	170.972
		v_6	30.934

由于 Gaia 卫星的观测配置取决于源亮度，$\sigma_{\rm ZP,\,sys}$ 因此预期会自然地与 G星等相关。为此，我们将 RGB 样本划分为 G星等区间，并在每个区间内按照图 2 和第3节所述流程生成模拟单组，并通过拟合观测到的颜色残差来确定$\sigma_{\rm ZP,\ sys}$ 。优化后的数值如图17所示。使用校准后的 Gaia XP 合成测光，系统误差低于 0.5 毫星等，显著小于 Gaia EDR3 宽带测光所得的 0.5–1.5 毫星等范围（Z. Niu等（2021b））。

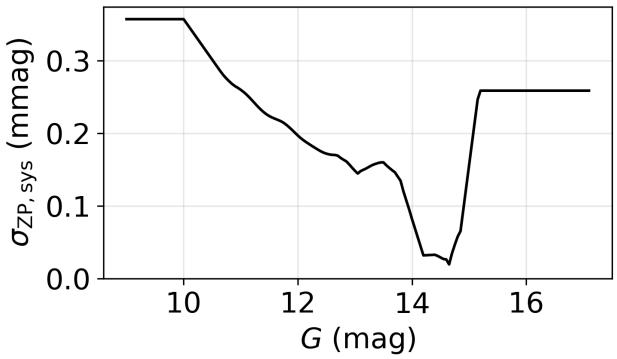

图17. $BP - RP$ 颜色中的系统零点误差随 G 星等的变化。

C. 所有金属丰度区间的完整拟合结果

本附录提供了第4节所述结果背后的完整拟合结果和模型平均诊断。对于每个 [Fe/H] 区间以及每个假设的 $\gamma_{\mathrm{large}q}$，我们列出拟合得到的 f_b、 μ和约化χ^2，以及相容组中保留的模型。完整结果以机器可读表格的形式刊载于在线期刊。表5展示了前 10 行。

参考文献

Abbott, R., Abbott, T. D., Acernese, F., et al. 2023, Physical Review X, 13, 041039, 数字对象标识符: 10.1103/PhysRevX.13.041039Alam, S., Albareti, F. D., Allende Prieto, C., et al.2015, 《天体物理学杂志增刊》, 219, 12, 数字对象标识符: 10.1088/0067-0049/219/1/12Arcones, A., & Thielemann, F.-K. 2023, A&A Rv, 31, 1, 数字对象标识符: 10.1007/s00159-022-00146-xArenou, F., Luri, X., Babusiaux, C., et al. 2018, 《天文学与天体物理学》, 616, A17, 数字对象标识符: 10.1051/0004-6361/201833234Badenes, C., Mazzola, C., Thompson, T. A., et al. 2018, 《天体物理学杂志》, 854, 147, 数字对象标识符: 10.3847/1538-4357/aaa765Bailer-Jones, C. A. L., Rybizki, J., Fouesneau, M., Demleitner, M., & Andrae, R. 2021, 《天文学杂志》, 161, 147, 数字对象标识符: 10.3847/1538-3881/abd806Bate, M. R. 2019, 《皇家天文学会月报》, 484, 2341, 数字对象标识符: 10.1093/mnras/stz103Berger, E. 2014, ARA&A, 52, 43, 数字对象标识符: 10.1146/annurev-astro-081913-035926Bressan, A., Marigo, P., Girardi, L., et al. 2012, 《皇家天文学会月报》, 427, 127, 数字对象标识符: 10.1111/j.1365-2966.2012.21948.xBuckland, S., Burnham, K., & Augustin, N. 1997, Biometrics, 53, 603 Chambers, K., & Pan-STARRS团队. 2018, 载于美国天文学会会议摘要, 第231卷，美国天文学会会议摘要 #231, 102.01 Chen, X., Liu, Z., & Han, Z. 2024, Progress in Particle and Nuclear Physics, 134, 104083, 数字对象标识符：https://doi.org/10.1016/j.ppnp.2023.104083Chen, X., Wang, S., Deng, L., et al. 2020, 《天体物理学杂志增刊》, 249, 18, 数字对象标识符：10.3847/1538-4365/ab9cae Clarke, A. J., Debattista, V. P., Nidever, D. L., 等 2019, 《皇家天文学会月报》, 484, 3476, 数字对象标识符: 10.1093/mnras/stz104Conroy, C., Weinberg, D. H., Naidu, R. P., 等 2022, arXiv 电子预印本, arXiv:2204.02989, 数字对象标识符：10.48550/arXiv.2204.02989Cui, X.-Q., Zhao, Y.-H., Chu, Y.-Q., 等 2012, 《天文学与天体物理学研究》, 12, 1197, 数字对象标识符：10.1088/1674-4527/12/9/003Deng, L.-C., Newberg, H. J., Liu, C., 等 2012, 《天文学与天体物理学研究》, 12, 735, 数字对象标识符: 10.1088/1674-4527/12/7/003Drake, A. J., Djorgovski, S. G., Catelan, M., 等 2017, 《皇家天文学会月报》, 469, 3688, 数字对象标识符：10.1093/mnras/stx1085Duchˆene, G., & Kraus, A. 2013, ARA&A, 51, 269, 数字对象标识符: 10.1146/annurev-astro-081710-102602Eggleton, P. P. 1983, 《天体物理学杂志》, 268, 368, 数字对象标识符: 10.1086/160960Eggleton, P. P., Fitchett, M. J., & Tout, C. A. 1989, 《天体物理学杂志》, 347, 998, 数字对象标识符: 10.1086/168190El-Badry, K., & Rix, H.-W. 2019, 《皇家天文学会月报：通讯》, 482, L139, 数字对象标识符: 10.1093/mnrasl/sly206El-Badry, K., Rix, H.-W., Tian, H., Duchˆene, G., & Moe, M.2019, 《皇家天文学会月报》, 489, 5822, 数字对象标识符：10.1093/mnras/stz2480El-Badry, K., Rix, H.-W., Ting, Y.-S., 等 2018, 《皇家天文学会月报》, 473, 5043, 数字对象标识符: 10.1093/mnras/stx2758Foreman-Mackey, D., Conley, A., Meierjurgen Farr, W., 等 2013, emcee：MCMC 锤，天体物理学源代码库，记录号 ascl:1303.002。http://ascl.net/1303.002盖亚合作组，Prusti, T., de Bruijne, J. H. J., 等 2016, 《天文学与天体物理学》, 595, A1, 数字对象标识符：10.1051/0004-6361/201629272盖亚合作组，Brown, A. G. A., Vallenari, A., 等 2021, 《天文学与天体物理学》, 649, A1, 数字对象标识符：10.1051/0004-6361/202039657

表5. 所有模型网格值的拟合结果

Disk	[Fe/H] 分箱	$\gamma_{\mathrm{large}q}$	f_b	μ	χ^2_{red}	相容组
Thin	-0.75	-3.0	0.82	-0.863	1.219	1
Thin	-0.75	-2.5	0.79	-0.884	1.250	1
Thin	-0.75	-2.0	0.78	-0.896	1.302	1
Thin	-0.75	-1.5	0.77	-0.899	1.275	1
Thin	-0.75	-1.0	0.73	-0.895	1.293	1
Thin	-0.75	-0.5	0.69	-0.864	1.334	1
Thin	-0.75	0.0	0.74	-0.926	1.427	1
Thin	-0.65	-3.0	0.53	-0.409	1.222	0
Thin	-0.65	-2.5	0.51	-0.410	1.067	0
Thin	-0.65	-2.0	0.48	-0.404	1.023	1

NOTE——最后一列中，若$\gamma_{\mathrm{large,q}}$ 值属于相容组，则为1，否则为0（见第4节）。此表的完整版本（168行）以机器可读格式刊载于在线期刊。

盖亚合作组，Vallenari, A., Brown, A. G. A., 等 2023，《天文学与天体物理学》，674，A1，数字对象标识符：10.1051/0004-6361/202243940Gazeas, K., & St,epie´n,K. 2008，《皇家天文学会月报》，390，1577，数字对象标识符：10.1111/j.1365-2966.2008.13844.xGoodwin, S. P., & Kroupa, P. 2005，《天文学与天体物理学》，439，565，数字对象标识符：10.1051/0004-6361:20052654Guszejnov, D., Raju,A. N., Offner, S. S. R., 等 2023，《皇家天文学会月报》，518，4693，数字对象标识符：10.1093/mnras/stac3268Han, Z.-W., 葛宏伟，陈晓峰，& 陈海亮 2020，《天文学与天体物理学研究》，20，161，数字对象标识符：10.1088/1674-4527/20/10/161Hartkopf, W. I., Mason, B. D., & McAlister, H. A. 1996，《天文学杂志》，111，370，数字对象标识符：10.1086/117790Hartman, Z. D., & L´epine, S. 2020，《天体物理学杂志增刊》，247，66，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/ab79a6Heinze, A. N., Tonry, J. L., Denneau, L., 等 2018，《天文学杂志》，156，241，数字对象标识符：10.3847/1538-3881/aae47fHuang, B., Yuan, H., 徐爽，等 2025，《天体物理学杂志增刊》，277，7，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/ada9e6Huang, B., Yuan, H., Xiang, M., 等 2024，《天体物理学杂志增刊》，271，13，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/ad18b1Huang, Y., Sch¨onrich, R., 张晗，等 2020，《天体物理学杂志增刊》，249，29，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/ab994fHurley, J. R., Pols, O. R.,& Tout, C. A. 2000，《皇家天文学会月报》，315，543，数字对象标识符：10.1046/j.1365-8711.2000.03426.x Jayasinghe, T., Stanek, K. Z., Kochanek,C. S.,等. 2019，皇家天文学会月报，485，961，数字对象标识符：10.1093/mnras/stz444Johnson, J. W., Weinberg, D. H., Vincenzo, F., 等. 2021，皇家天文学会月报，508，4484，数字对象标识符：10.1093/mnras/stab2718Kippenhahn, R., Weigert,A., 与 Hofmeister, E. 1967，计算物理方法，7，129 Kroupa, P. 1995，皇家天文学会月报，277，1507，数字对象标识符：10.1093/mnras/277.4.1507Li, J.,Liu, C., Zhang, Z.-Y.,等.2023，《自然》，613，460，数字对象标识符：10.1038/s41586-022-05488-1Li, J.,Li, J., Liu, C., 等. 2022，《天体物理学杂志》，933，119，数字对象标识符：10.3847/1538-4357/ac731dLi, J.,Rix, H.-W., Ting, Y.-S., 等 . 2025，《天文学与天体物理学》，704，A126，数字对象标识符：10.1051/0004-6361/202556362Li, Z., Zhao, G., Chen, Y., Liang, X., 与 Zhao, J. 2022，《皇家天文学会月报》，517，4875，数字对象标识符：10.1093/mnras/stac1959Liu, C. 2019，《皇家天文学会月报》，490，550，数字对象标识符：10.1093/mnras/stz2274Liu, Z.-W., R¨opke, F. K., 与 Han, Z. 2023，《天文学与天体物理学研究》，23，082001，数字对象标识符：10.1088/1674-4527/acd89eLuo, A.-L., Zhao, Y.-H., Zhao, G., 等. 2015，《天文学与天体物理学研究》，15，1095，数字对象标识符：10.1088/1674-4527/15/8/002Marks, M., 与 Kroupa, P. 2011，皇家天文学会月报，417，1702，数字对象标识符：10.1111/j.1365-2966.2011.19519.x

Marks, M., Kroupa, P., Dabringhausen, J., 与 Pawlowski, M. S. 2012，皇家天文学会月报，422，2246，数字对象标识符：10.1111/j.1365-2966.2012.20767.x Martin, D. C., Fanson, J., Schiminovich, D., 等. 2005年，《天体物理学杂志快报》，619，L1，数字对象标识符：10.1086/426387 Mazzola, C. N., Badenes, C., Moe, M., 等. 2020年，皇家天文学会月报，499，1607，数字对象标识符：10.1093/mnras/staa2859 Metzger, B. D. 2020年，《相对论生活评论》，23，1，数字对象标识符：10.1007/s41114-019-0024-0 Moe, M., 与 Di Stefano, R. 2013，《天体物理学杂志》，778，95，数字对象标识符：10.1088/0004-637X/778/2/95 Moe, M., 与 Di Stefano, R. 2017，The Astrophysical Journal Supplement Series，230，15，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/aa6fb6 Moe, M., Kratter, K. M., 与 Badenes, C. 2019，《天体物理学杂志》，875，61，数字对象标识符：10.3847/1538-4357/ab0d88 Niu, Z., Yuan, H., 与 Liu, J. 2021a年，《天体物理学杂志》，909，48，数字对象标识符：10.3847/1538-4357/abdbac Niu, Z., Yuan, H., 与 Liu, J. 2023，《天体物理学杂志》，950，104，数字对象标识符：10.3847/1538-4357/accf8b Niu, Z., Yuan, H., Wang, S., 与 Liu, J. 2021b年，《天体物理学杂志》，922，211，数字对象标识符：10.3847/1538-4357/ac2573 Niu, Z., Sun, N.-C., Zapartas, E., 等. 2026，《科学通报》，71，1023，数字对象标识符：10.1016/j.scib.2026.01.036 Offner, S. S. R., Moe, M., Kratter, K. M., 等. 2022，《多星系统的起源与演化》，https://arxiv.org/abs/2203.10066 Ordo˜nez-Toro, J., Dzib, S. A., 与 Loinard, L. 2024，载于《第16届欧洲甚长基线干涉测量网研讨会论文集》，编者：E. Ros, P. Benke, S. A. Dzib, I. Rottmann, 与 J. A. Zensus，35–38，数字对象标识符：10.48550/arXiv.2511.04642 Pawlak, M., Soszy´nski, I., Udalski, A., 等. 2016，《天文学报》，66，421，数字对象标识符：10.48550/arXiv.1612.06394 Qiu, D., Li, J., Zhang, B., 等. 2024，皇家天文学会月报，527，11866，数字对象标识符：10.1093/mnras/stad3950 Raghavan, D., McAlister, H. A., Henry, T. J., 等. 2010，《天体物理学杂志增刊》，190，1，数字对象标识符：10.1088/0067-0049/190/1/1 Rebassa-Mansergas, A., G¨ansicke, B. T., Rodr´ıguez-Gil, P., Schreiber, M. R., 与 Koester, D.2007，皇家天文学会月报，382，1377，数字对象标识符：10.1111/j.1365-2966.2007.12288.x Roulston, B. R., Green, P. J., 与 Kesseli, A. Y. 2020，《天体物理学杂志增刊》，249，34，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/aba1e7 Sana, H., de Mink, S. E., de Koter, A., 等. 2012，《科学》，337，444，数字对象标识符：10.1126/science.1223344 Sana, H., Le Bouquin, J.-B., Lacour, S., 等. 2014，The Astrophysical Journal Supplement Series，215，15，数字对象标识符：10.1088/0067-0049/215/1/15 Schlegel, D. J., Finkbeiner, D. P., & Davis, M. 1998年，《天体物理学杂志》，500，525，数字对象标识符：10.1086/305772 Skrutskie, M. F., Cutri, R. M., Stiening, R. 等 2006年，《天文学杂志》，131，1163，数字对象标识符：10.1086/498708 Soszy´nski, I., Pawlak, M., Pietrukowicz, P. 等 2016年，《天文学报》，66，405，数字对象标识符：10.48550/arXiv.1701.03105 Souropanis, D., Zapartas, E., Pessi, T. 等 2026，皇家天文学会月报，545，staf2163，数字对象标识符：10.1093/mnras/staf2163 Spitoni, E., Recio-Blanco, A., de Laverny, P. 等 2023，《天文学与天体物理学》，670，A109，数字对象标识符：10.1051/0004-6361/202244349 Tanaka, K. E. I., & Omukai, K. 2014年，皇家天文学会月报，439，1884，数字对象标识符：10.1093/mnras/stu069 Taylor, M. B. 2005年，载于《太平洋天文学会会议系列》第347卷《第十四届天文数据分析软件与系统会议》，P. Shopbell、M. Britton 和 R. Ebert 编，29 Temmink, K. D., Toonen, S., Zapartas, E., Justham, S., & G¨ansicke, B. T. 2020年，《天文学与天体物理学》，636，A31，数字对象标识符：10.1051/0004-6361/201936889 Tetarenko, B. E., Sivakoff, G. R., Heinke, C. O., & Gladstone, J. C. 2016年，《天体物理学杂志增刊》，222，15，数字对象标识符：10.3847/0067-0049/222/2/15 Tian, Z.-J., Liu, X.-W., Yuan, H.-B. 等 2018，《天文学与天体物理学研究》，18，052，数字对象标识符：10.1088/1674-4527/18/5/52 Tokovinin, A. A. 2000，《天文学与天体物理学》，360，997 Wang, J.-H., Xiang, M., Zhang, M. 等 2025，《天体物理学杂志增刊》，280，13，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/aded16 Warner, B. 1995，激变变星，第28卷 Wright, E. L., Eisenhardt, P. R. M., Mainzer, A. K. 等 2010，《天文学杂志》，140，1868，数字对象标识符：10.1088/0004-6256/140/6/1868 Xiang, M., & Rix, H.-W. 2022，《自然》，603，599，数字对象标识符：10.1038/s41586-022-04496-5 Xiang, M., Rix, H.-W., Ting, Y.-S. 等 2021，《天体物理学杂志增刊》，253，22，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/abd6ba Yuan, H., Liu, X., Xiang, M., Huang, Y., & Chen, B. 2015a，《天体物理学杂志》，799，134，数字对象标识符：10.1088/0004-637X/799/2/134 Yuan, H., Liu, X., Xiang, M. 等 2015b，《天体物理学杂志》，799，135，数字对象标识符：10.1088/0004-637X/799/2/135 Zhang, M., Xiang, M., Ting, Y.-S. 等 2025，《天体物理学杂志增刊》，279，5，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/add016 Zhang, R., & Yuan, H. 2023，《天体物理学杂志增刊》，264，14，数字对象标识符：10.3847/1538-4365/ac9dfa Zhang, R., Yuan, H., Chen, B. 等 2026，《我们银河系中的两个尘埃盘的故事》，https://arxiv.org/abs/2601.02724 Zhao, G., Zhao, Y.-H., Chu, Y.-Q., Jing, Y.-P., & Deng, L.-C. 2012，《天文学与天体物理学研究》，12，723，数字对象标识符：10.1088/1674-4527/12/7/002

Zhukovska，S.、Henning，T. 和 Dobbs，C. 2018年，《天体物理学杂志》，857，94，数字对象标识符：10.3847/1538-4357/aab438